

## DOCUMENTOS DE TRABAJO

# Transferencias de Ingresos y Decisiones dentro del Hogar

Cecilia Parada

Documento de Trabajo Nro. 262

Mayo, 2020

ISSN 1853-0168

[www.cedlas.econo.unlp.edu.ar](http://www.cedlas.econo.unlp.edu.ar)

Cita sugerida: Parada, C. (2020). Transferencias de Ingresos y Decisiones dentro del Hogar. Documentos de Trabajo del CEDLAS N° 262, Mayo, 2020, CEDLAS-Universidad Nacional de La Plata.

# Transferencias de ingresos y decisiones dentro del hogar.<sup>1</sup>

Cecilia Parada<sup>2</sup>

---

<sup>1</sup>Este artículo forma parte de la tesis de Doctorado de Economía de la UNLP titulada: *Políticas públicas y sus efectos sobre el comportamiento de los individuos. Estudios empíricos para Uruguay*, dirigida por Guillermo Cruces (CEDLAS-UNLP, CONICET y IZA).

Una versión anterior de este capítulo fue publicada como Documento de Trabajo del Instituto de Economía DT 17-18.

Agradezco los comentarios de Javier Alejo, Guillermo Cruces, Joaquín Serrano, Isabel Egas, Andrea Vigorito y de los integrantes del comité de Doctorado en Economía de la UNLP. Cualquier error que hubiera es de mi entera responsabilidad.

<sup>2</sup>IECON-Universidad de la República. email: cparada@iecon.ccee.edu.uy.



# **Transferencias de ingresos y decisiones dentro del hogar.**

## **Resumen**

El aumento del ingreso de un miembro del hogar puede conducir a cambios en su poder de decisión al interior del mismo y, como consecuencia, traducirse en efectos sobre algunas dimensiones específicas. En este trabajo se estiman los efectos de una política de transferencias de ingresos a hogares de bajos recursos en Uruguay (PANES) sobre la probabilidad de separación, cambios en la estructura de los hogares, distribución de las tareas domésticas y la probabilidad de que las mujeres sean jefas de hogar. Para ello, se explota la discontinuidad en la asignación al programa resultado del indicador de elegibilidad (ICC). Los resultados indican que la asistencia social aumentó la probabilidad de mantener el estatus marital de la línea de base e introdujo estabilidad en el número de integrantes del hogar. Además, estos resultados muestran cierta persistencia en el tiempo una vez que dejan de percibir el beneficio, al menos en el muy corto plazo. No se encontró que quien recibe la transferencia cambie su condición respecto a realizar las tareas del hogar cuando se considera al total de beneficiarios, pero se observaron efectos heterogéneos dependiendo del sexo del perceptor. Finalmente, no se registraron cambios en la probabilidad de que las mujeres, principales receptoras de la asistencia, sean jefas de hogar.

# 1. Introducción

En las últimas décadas se han implementado en países de bajos, medianos y altos ingresos, diferentes programas de transferencias condicionadas (PTC) con el objetivo de combatir la pobreza y la desigualdad. La irrupción de estos programas ha generado grandes esfuerzos por evaluar los impactos que pueden producir en el comportamiento de los individuos dentro y fuera del hogar. En particular se encuentran trabajos que estiman efectos esperados y no esperados sobre el comportamiento de la oferta laboral y formalidad de los adultos (por ejemplo, Alzúa, Cruces y Ripani, 2013; Amarante y otros, 2009; Bérigolo y Cruces, 2018; Failache, Giacobasso y Ramirez, 2016; Garganta y Gasparini, 2015), trabajo infantil (por ejemplo, Amarante y otros, 2009; Borraz y González, 2008) y mejoras en la educación, nutrición y salud (por ejemplo, Amarante, Ferrando y Vigorito, 2013; Fiszbein y Schady, 2009; Gertler, 2004; Lagarde, Haines y Palmer, 2007). Sin embargo, no se ha evaluado con la misma intensidad desde la economía los posibles efectos que los programas de transferencias pudiesen tener sobre dimensiones al interior del hogar como resultado de que uno de los individuos sea el receptor de la transferencia.

La literatura sobre la toma de decisiones al interior del hogar ha demostrado que estos procesos son complejos y que dependen de un conjunto de elementos. En este sentido, los modelos colectivos o de negociación han superado a los modelos unitarios para explicar que las decisiones económicas dependen del ingreso, los precios, los costos de oportunidad y las preferencias de los individuos que integran el hogar (Berniell, de la Mata y Machado, 2017). Estos modelos predicen que, ante un aumento inesperado en la participación del ingreso del hogar de un individuo aumenta consigo su poder en la negociación. En particular, la evidencia empírica sugiere que las transferencias entregadas a las mujeres afecta su capacidad de toma de decisiones dentro del hogar (Attanasio y Lechene 2002; Handa, Peterman, Davis y Stampini, 2009). De este modo, la transferencia de dinero a un miembro del hogar, puede aumentar su capacidad para incidir en las decisiones, como plantean Amarante y Vigorito (2012) y, por lo tanto, afectar el bienestar de los miembros del hogar. Por otra parte, la literatura sobre divorcios, iniciada por Becker (1974) y Ross, Sawhill y MacIntosh (1975), prevé un aumento de los divorcios en la medida en que los beneficios derivados del matrimonio disminuyen en el tiempo. En este sentido,

se destaca la hipótesis planteada por Ross y otros (1975) del efecto independencia generado por el aumento de los ingresos relativos de las mujeres en los últimos años respecto a los hombres (Berniell y otros, 2017). Sin embargo, las predicciones del modelo de Becker respecto al efecto de un programa de transferencias sobre el divorcio son ambiguas. Esto se debe a que la transferencia aumenta la utilidad tanto de la situación en la cual el individuo vive en pareja como en la que está soltero (Bobonis, 2011). En Uruguay la tasa de divorcios ha aumentado considerablemente en las últimas décadas, en particular luego de la década del 80. La evidencia al respecto indica que los factores asociados al divorcio en este país son, principalmente: la edad al momento de la unión, la adopción de alguna creencia religiosa, la tenencia de hijos y el nivel de bienestar del hogar (Bucheli y Vigna, 2005). Por lo tanto, si bien no hay evidencia acerca de la incidencia del ingreso sobre el divorcio en el país, si se encontró que a mayor nivel de privaciones en el hogar mayor la probabilidad de disolución de los matrimonios.

Uruguay no ha sido ajeno a la introducción de PTC, impulsando, en particular luego de 2005, un conjunto de instrumentos cuyo objetivo fue dar respuesta a la situación crítica en que se encontraban muchos hogares luego de la crisis económica de 2002. En este marco, entre abril de 2005 y diciembre de 2007, se implementó el Plan de Atención Nacional para la Emergencia Social (PANES<sup>1</sup>), el cual consistió en el programa de lucha contra la pobreza más generoso de la historia del país hasta ese momento (Manacorda, Miguel y Vigorito, 2011). Este programa, transitorio y no contributivo, tuvo como principales objetivos brindar asistencia económica a las personas que se ubicasen en el primer quintil de ingresos bajo la línea de pobreza, y fortalecer las capacidades de los hogares beneficiarios para que estos pudiesen salir de la pobreza en el mediano plazo. Para ello, el PANES contaba con diferentes componentes, el más expandido consistía en una transferencia de ingresos mensual a los hogares de aproximadamente U\$S 70<sup>2</sup> (Ingreso Ciudadano). El programa benefició a cerca de 77 mil hogares, que representaron a un 10 % de la población del país. Debido a que el Ingreso Ciudadano se otorgó al 97 % de los hogares que recibieron el PANES, mientras que otros componentes que no implicaban transferencias solo alcanzaron a un 15 %, se puede decir que este programa representó básicamente una

---

<sup>1</sup> Creado mediante la ley 17.869 del 20 de mayo de 2005.

<sup>2</sup> Al tipo de cambio real de enero de 2008.

transferencia de ingresos transitoria para las familias beneficiarias.

Adicionalmente, como la probabilidad de que un hogar fuese beneficiario del PANES presenta una discontinuidad en los puntos de corte del Índice de Carencias Críticas (un indicador que consiste en un algoritmo que combinaba distintas dimensiones para evaluar el nivel de pobreza de los hogares<sup>3</sup>), es posible estimar impactos del programa siguiendo una metodología de regresión discontinua, tal como lo sugiere Amarante, Arim, Manacorda y Vigorito (2006). De esta forma, el aumento del ingreso de las personas perceptoras del beneficio, en su mayoría mujeres, generado por el PANES resulta ideal para analizar los efectos que ingresos exógenos pueden tener al interior del hogar. Siguiendo a Berniell y otros (2017), el PANES pudo haber producido un aumento de las exigencias de los individuos que actuaron como los receptores del beneficio y, al mismo tiempo, haber modificado la incidencia de estos en las decisiones y la distribución de las tareas al interior del hogar. De la misma forma, al ser las mujeres las principales perceptoras del PANES, pudo haberse generado un efecto independencia o empoderamiento que haya repercutido en el número de acuerdos conyugales. En concreto, se propone estimar los efectos sobre la probabilidad de divorcio/separación, cambios en la estructura de los hogares, distribución de las tareas domésticas y la probabilidad de que las mujeres sean jefas de hogar.

El interés por conocer los efectos sobre las dimensiones al interior del hogar resulta importante ya que complementa las investigaciones anteriores acerca de los efectos de los PTC sobre el bienestar de los individuos. Asimismo, contribuye al entendimiento acerca de efectos sobre los roles de género que las políticas pudiesen estar teniendo a pesar de no buscarlo en su diseño original. De esta forma, se espera aportar a la literatura económica desde dos dimensiones. Por un lado, se buscará contribuir con evidencia empírica acerca de los efectos de un incremento de ingresos de un individuo sobre decisiones y distribución de tareas dentro del hogar y, por otra parte, a la literatura sobre los determinantes del divorcio en las parejas.

Los resultados obtenidos muestran que la asistencia social redujo la probabilidad de ser solteros para aquellas personas que se encontraban en pareja, mientras que para los solteros se encontró que aumentaba la probabilidad de que se mantu-

---

<sup>3</sup>El ICC consiste en un índice que valora características de los integrantes de cada hogar, elementos de la vivienda y el acceso a ciertos bienes y servicios, cuánto mayor su valor, se estima que el hogar es más pobre. Por más detalles sobre su construcción ver Amarante, Arim y Vigorito (2005).

vieran en dicho estado. Además, se observa que el programa introdujo estabilidad en el número de integrantes del hogar, lo cual podría tener relación con la forma de construcción del índice de asignación al tratamiento. Estos resultados muestran cierta persistencia en el tiempo, al menos en el muy corto plazo, ya que se mantienen durante el primer año una vez que los hogares dejan de percibir el beneficio. Se encuentran también efectos heterogéneos de acuerdo al sexo, lugar de residencia, educación y edad del perceptor del beneficio. Se destaca que, una vez finalizado el programa, haber recibido el PANES tiene un efecto pequeño positivo y significativo en que el postulante realice las tareas del hogar cuando el postulante es mujer, y no así cuando es hombre, mientras que durante el programa el efecto es negativo y se observa solo en los perceptores hombres.

Los resultados se sometieron a pruebas de robustez, testeándose la hipótesis de no manipulación por parte de los beneficiarios del Plan y analizándose que las características de ambos grupos alrededor del umbral fuesen estadísticamente las mismas. A partir de allí se pudo concluir que la estrategia de estimación elegida es válida.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. En el segundo apartado se realiza una sistematización de la literatura en la cual se inserta esta investigación, distinguiendo aquellos trabajos que estudian efectos de transferencias (o shocks) de ingresos sobre los hogares, de trabajos que se han dedicado a estudiar efectos del PANES. En el tercer apartado se describen los detalles de la política que se está analizando. A continuación, en el cuarto apartado, se resumen algunas estadísticas descriptivas de los hogares uruguayos, prestando especial interés a las variables de resultado que se analizan. En el quinto apartado, se señalan los efectos esperados del programa en función de lo que predice la teoría. Luego, en el sexto apartado se detalla la estrategia de estimación elegida para abordar el estudio, para presentar luego, en el séptimo apartado los resultados obtenidos. Finalmente, en el octavo apartado se resumen las principales conclusiones del trabajo.



## **2. Revisión de la literatura**

A continuación, se resumen algunos trabajos sobre los cuales se apoya la investigación que han abordado la temática de interés desde distintas perspectivas. Se distingue entre aquellos estudios que se han preocupado por entender los posibles efectos que programas de transferencias de ingresos podrían tener sobre las decisiones al interior del hogar, y el empoderamiento de las mujeres, y un conjunto de trabajos que se han dedicado a estudiar, en particular, efectos del programa PANES en Uruguay. No se presenta una recopilación exhaustiva de todos los antecedentes, sino que los trabajos que se mencionan forman parte de la literatura donde se inserta esta investigación y a la cual se busca aportar con nuevos resultados.

### **2.1. Transferencias de ingresos y decisiones al interior del hogar**

La literatura económica que se preocupa por entender los eventos que se suceden al interior de los hogares se puede agrupar en dos. Por un lado, los trabajos que investigan los procesos de toma de decisiones al interior del hogar y, por otro lado, aquellos estudios que analizan cambios en la composición de los hogares, como los divorcios. Ambas líneas de investigación encuentran en Becker (1974) un trabajo fundacional. En dicho estudio se pone de manifiesto la necesidad de analizar desde una perspectiva económica el rol que juegan los matrimonios para entender, entre otras cosas, el crecimiento de la población, los nacimientos, la participación laboral de las mujeres, la distribución del ingreso, etc. A partir de allí, el desarrollo de la literatura ha encontrado en los modelos colectivos o de negociación la estructura teórica necesaria para considerar las preferencias de los distintos miembros del hogar y sus procesos de negociación e intentar dar respuesta a los determinantes de las decisiones que se producen dentro de los hogares. Trabajos basados en estos modelos, y parte de la evidencia empírica, indican que el aumento del ingreso de uno de los miembros incrementa su poder de negociación, lo cual podría llevar a una distribución más equitativa de las tareas y a un cambio en la persona identificada como el jefe del hogar. Sin embargo, podría decirse que los antecedentes no son concluyentes.

Cecchini y Madariaga (2011) realizan una sistematización de evaluaciones so-

bre la experiencia de América Latina y el Caribe con los PTC. Entre sus hallazgos encuentran que en los casos de México (Escobar y González de la Rocha, 2009) y Brasil (Veras Soares y Silva, 2010a y 2010b) los PTC parecen haber tenido un efecto positivo sobre el empoderamiento y autonomía de las mujeres cuando estas son receptoras de los beneficios. Para México, Skoufias y McClafferty (2001) encuentran que en los hogares que participaron del programa PROGRESA existía una menor probabilidad de que los hombres tomaran las decisiones por sí solos, a su vez que aumentaba con el tiempo la cantidad de mujeres que tomaba las decisiones acerca de qué hacer con el dinero de las transferencias en forma inconsulta. En el caso de Brasil, Suárez y Libardoni (2008) resalta en hecho de que las mujeres han aumentado su visualización en la sociedad en tanto consumidoras y ganado poder doméstico gracias al programa Bolsa Familia. Sin embargo, no se encuentran los mismos resultados en el caso de Colombia (Veras Soares y Silva, 2010a y 2010b) o Nicaragua. Cecchini y Madariaga (2011) plantean que el empoderamiento no solo depende de variables económicas, la falta de un enfoque de género en el diseño de las PTC ha sido criticada por varios autores. En este sentido, destacan a Molyneux (2009) y Martínez y Voorend (2008) quienes establecen que las mujeres son empleadas como instrumentos de estas políticas y no como sujetos de acción. El cumplimiento de las condicionalidades trae de la mano un incremento de las tareas domésticas que suelen recaer en las mujeres (Molyneux, 2009). Al no estar prevista la conciliación entre el trabajo doméstico y el remunerado, esto conduce a una sobre carga del trabajo para estas integrantes del hogar.

Yoong, Rabinovich y Diepeveen (2012) realizan una revisión sistemática de evaluaciones de impacto y, en este caso, se preguntan qué efecto distinto puede tener otorgarles recursos económicos a las mujeres en relación a los hombres cuando se analiza un programa de transferencias. Una vez más, por detrás se encuentra el supuesto de que la recepción de recursos se traduce en cambios relativos en el poder de toma de decisiones. Sus hallazgos indican que el sexo de quién recibe la transferencia incide en los resultados de algunos programas. Si bien no encuentran que el aumento del control de las transferencias por parte de las mujeres garantiza resultados positivos, si parece mejorar el bienestar de los niños en las dimensiones de educación y salud. Por su parte, Duflo (2003) cuando evalúa el impacto del progra-

ma de pensiones para los ancianos en Sudáfrica y compara los efectos en los niños según el sexo de quien recibe la prestación, encuentra resultados positivos y significativos en la relación peso/altura de las niñas cuando el titular del beneficio es una mujer, pero no encuentra efectos en los niños. En la misma dirección, Akresh, de Walque y Kazianga (2016), realizaron un trabajo para Burkina Faso donde evalúan el impacto sobre distintas dimensiones de darles la transferencia a las madres o a los padres. En general encuentran que las transferencias condicionadas arrojan mejores resultados respecto a las no condicionadas, y en lo que respecta al sexo del receptor de la transferencia, observan que dar dinero en efectivo a las madres no conduce a resultados significativamente mejores para la salud o la educación infantil, y hay pruebas de que el dinero dado a los padres mejora la salud de los niños pequeños, sobre todo durante los años de la falta de lluvias.

Para el caso de Uruguay, Amarante y otros (2009) analizan, entre otros efectos, el impacto del PANES sobre la toma de decisiones en el hogar aproximada por quién decide los gastos en alimentos, gasto en ropa de los niños, gasto en vivienda, trabajo de la pareja y trabajo de los niños. En este caso, no se encontraron efectos significativos en ninguna dirección.

Recientemente, también para Uruguay, Bérigolo y Galván (2018) han estudiando mediante una metodología de regresión discontinua los efectos dentro del hogar que pudiesen haberse generado como resultado de la implementación del programa de Asignaciones Familiares - Plan de Equidad (AFAM-PE). Los autores estudian el impacto de dicho programa sobre cambios en el comportamiento de hombres y mujeres en pareja. En particular, en lo que respecta a los resultados que son de interés a este trabajo, no observan ningún efecto sobre la disolución de los matrimonios. Si observan evidencia que sugiere que el programa dio lugar a que las mujeres asuman mayor responsabilidad sobre las decisiones acerca de los gastos del hogar.

Parte de la literatura que testea la hipótesis de independencia no lo hace considerando PTC sino otro tipo de instrumentos, como premios de loterías, pensiones, etc., encontrándose evidencia a favor (Weiss, 1997; Doiron y Mendolia, 2011; Berniell y otros, 2017) y en contra de la misma (Hankins y Hoekstra, 2011; Sayer y Bianchi, 2000). Son limitados los antecedentes acerca de los efectos de PTC sobre los matrimonios y los resultados podría decirse que no son concluyentes. Bitler, Gelbach,

Hoynes y Zavodny (2004) utilizan datos de estadística vital sobre matrimonios y divorcios para el período 1989-2000 con el fin de analizar los efectos de la reforma del sistema bienestar introducida en EEUU. Esta reforma buscaba romper con el desincentivo a los matrimonios que se entendía producía el sistema anterior, dado que proporcionaba beneficios mayormente a madres solteras. Sus resultados muestran una caída en el número de divorcios y un efecto negativo sobre el número de matrimonios, aunque este último no es robusto a distintas especificaciones. Francesconi, Rainer y van der Klaauw (2009), encuentran que la introducción del programa Working Families' Tax Credit (WFTC) en Gran Bretaña provocó un aumento de las tasas de divorcio entre las mujeres jóvenes y de bajos ingresos, no encontrándose efectos para las mujeres de ingresos altos ni para los hombres. Por su parte, Bobonis (2011) observa para México que el aumento de los ingresos familiares derivados del programa PROGRESA no parece haber afectado el porcentaje de mujeres casadas, encontrándose un aumento de las disoluciones familiares solo para el caso de la población indígena, mientras que para las mujeres jóvenes se observó un aumento del número de arreglos conyugales.

## **2.2. Trabajos antecedentes sobre los efectos del PANES**

Como resultado de un convenio entre la Universidad de la República y el MIDES, se realizaron evaluaciones de distintos efectos del PANES. Entre estos se encuentran algunos de tipo general, como el análisis del papel del programa sobre la ampliación de la red de protección social, así como su contribución a la reducción de la desigualdad, la indigencia y la pobreza. También se han analizado efectos sobre dimensiones específicas del programa mediante metodologías de evaluación de impacto, a los cuales se suma el esfuerzo de Borraz y González (2008) por cuantificar los impactos sobre algunas dimensiones que se había propuesto la política. En esta última línea de análisis es que se concentra esta investigación y sobre la cual se repasan los principales antecedentes.

Debido a la forma en que fueron seleccionados los beneficiarios del PANES no es posible realizar evaluaciones experimentales de esta política, por lo cual los trabajos que han procurado evaluar distintos componentes y efectos del programa lo han hecho siguiendo metodologías cuasi-experimentales como Regresión Discontinua y, en

menor medida, Diferencias en Diferencias y Matching. En esta dirección, Amarante y otros (2009), en el marco de un convenio entre la Universidad de la República y el MIDES realizaron una evaluación del PANES considerando los principales objetivos que perseguía el programa. Empleando una metodología de diseño discontinuo, y apoyándose en registros administrativos del programa, del Banco de Previsión Social (BPS) y de los resultados de las encuestas de seguimiento, encuentran la presencia de una brecha entre los objetivos trazados inicialmente por la política y los efectivamente alcanzados. En concreto, evaluaron las siguientes dimensiones: comportamiento laboral, asistencia escolar, bienes durables, participación ciudadana, conocimiento de derechos, decisiones al interior del hogar, salud, expectativas y opiniones, entre otras. A partir de las encuestas de seguimiento, encuentran resultados positivos en cuidado de la salud, chequeos médicos y vacunas al día (solo en la primera ola de encuestas 2007), condiciones de la vivienda (solo en la segunda ola de encuestas 2008), en opiniones acerca de la situación de su hogar y del país, apoyo al gobierno y valoración del PANES y, aunque débil, también encuentran un efecto positivo en oferta laboral de los adultos en la segunda encuesta (solo en 2008). Observan un efecto negativo en la primera ola (solo en 2007) en ingreso del hogar y formalidad laboral. Esta última dimensión también arrojó resultados negativos cuando se evaluó en base a registros administrativos del BPS.

Borraz y González (2008) analizan la eficiencia de la focalización del PANES e impactos del programa sobre empleo y escolarización. Los autores no cuentan con registros administrativos ni con información de las encuestas de seguimiento, por lo cual apoyan su investigación en datos públicos de las Encuestas Continuas de Hogares 2006 y 2007 del Instituto Nacional de Estadística y emplean una metodología de propensity score matching. Respecto a la focalización, encuentran que en 2007 el 27 % de los hogares de Montevideo y del interior urbano que cumplían con los requisitos de estar en el programa no fueron incluidos en el mismo y que menos del 2 % de aquellos que no cumplían con las exigencias para percibir el beneficio de todos modos fueron beneficiarios. Por otra parte, en lo referente a la evaluación de impacto, observan que el programa no tuvo un efecto significativo en asistencia escolar ni trabajo infantil, mientras que si se detectaron efectos adversos en la oferta laboral en lo que respecta a las horas trabajadas para hombres y mujeres del inte-

rior urbano. Si bien, este resultado es contradictorio con el obtenido por Amarante y otros (2009) a partir de registros administrativos, este efecto se observó solo en horas trabajadas y no en participación, y mostrando guarismos pequeños.

Otros trabajos, como Amarante, Manacorda, Miguel y Vigorito (2016), Amarante, Manacorda, Vigorito y Zerpa (2011), Manacorda y otros (2011) y Amarante y otros (2013) se han concentrado en analizar los efectos del PANES sobre dimensiones concretas. En Amarante y otros (2016) los autores se concentran en el impacto del PANES sobre el peso de los niños al nacer. Adicionalmente, exploran su incidencia sobre la fecundidad de las madres, los ingresos y oferta laboral. Además de trabajar con registros administrativos del PANES cuentan con datos de corte longitudinal de estadísticas vitales. Para cumplir con sus objetivos estiman un modelo de diferencias en diferencias y complementan su análisis con estimaciones mediante regresión discontinua. Encuentran resultados robustos que indican una reducción de la incidencia del bajo peso al nacer de entre 10 % y 20 % como resultado del programa, reduciendo la brecha que existía entre los beneficiarios y el resto de la población uruguaya. En la misma línea de investigación, Amarante y otros (2011) se preocupan por estimar los impactos del PANES sobre distintos resultados del mercado de trabajo formal. La metodología empleada es nuevamente la de regresión discontinua, y trabajan sobre una base que construyen a partir del emparejamiento de registros administrativos del PANES con registros del BPS. Consistentemente con la teoría económica y la evidencia empírica previa, encuentran que el programa reduce los ingresos y el empleo formal, especialmente en los hombres. A pesar de encontrar cierto repunte en los años siguientes, los efectos hallados fueron persistentes durante los dos años siguientes al programa.

En Manacorda y otros (2011) estudian el efecto que pudo haber tenido el PANES sobre el apoyo al gobierno de la población beneficiaria. Siguiendo una metodología de regresión discontinua, en este caso trabajan con datos provenientes de registros administrativos y de las encuestas de seguimiento del PANES junto con información proveniente del *Latinobarómetro*<sup>4</sup>. Los autores encuentran resultados robustos para el impacto del PANES sobre el apoyo del gobierno, registrándose un incremento de entre 11 y 13pp en el apoyo al gobierno respecto a su apoyo al gobierno anterior.

---

<sup>4</sup>El *Latinobarómetro* es un estudio de opinión pública que se realiza anualmente. Consiste en la realización de aproximadamente 20.000 entrevistas en 18 países de América Latina.

Encuentran que estos resultados son coherentes con un modelo de votantes racionales pero poco informados. Sin embargo, al igual que el resto de los trabajos que emplean esta metodología solo deben ser interpretados localmente.

Finalmente, Amarante y otros (2013) se ocupan de analizar los posibles efectos que el PANES pudo haber tenido sobre la asistencia escolar y el trabajo infantil (este último definido para los adolescentes de entre 14 y 17 años). La estrategia metodológica combina realización de regresiones discontinuas y diferencias en diferencias sobre bases de datos de registros administrativos y encuestas de seguimiento. Sus principales resultados indican que no se registraron efectos sobre la asistencia escolar ni sobre el trabajo infantil, para ninguno de los subgrupos analizados ni para la población infantil en su conjunto.

### **3. Descripción del PANES**

En marzo de 2005 asume en un Uruguay un nuevo gobierno. Este da creación al Ministerio de Desarrollo Social (MIDES), a quién le encomienda la implementación del PANES. Este programa, comenzó a funcionar en abril de 2005 y fue desde su creación anunciado como un plan temporal, fijándose como fecha de finalización diciembre de 2007.

El PANES surge como una respuesta a la profundización de la pobreza que se registró en Uruguay luego de la crisis económica de 2002. Su población objetivo consistió en el primer quintil de personas por debajo de la línea de pobreza, lo cual abarcaba a la totalidad de personas en situación de indigencia (Amarante y otros, 2005). Sus objetivos principales consistieron, por un lado, en el corto plazo, otorgar asistencia mediante transferencias de ingresos y de alimentos, junto con intervenciones en las viviendas y, por otro lado, en el largo plazo, buscaba mejorar el capital humano de los hogares para que estos lograsen su reinserción social y auto sustento (Amarante y otros, 2009). De esta forma, las intervenciones del PANES perseguían que los hogares beneficiarios pudiesen salir de la pobreza y mantenerse fuera de ella en el mediano plazo.

Para lograr sus objetivos el PANES contaba con distintos componentes:

1. Ingreso Ciudadano

2. Rutas de Salida
3. Trabajo por Uruguay
4. Asistencia Alimentaria
5. Intervención de Hábitat
6. Intervenciones específicas en términos de educación
7. Intervenciones en Salud Pública
8. Plan de Apoyo a los «Sin Techo»

De acuerdo con el informe de evaluación final del programa (Amarante y otros, 2009), si bien en un principio se esperaba que todos los beneficiarios transitaran por distintos componentes (como Rutas de Salida y Trabajo por Uruguay), en la práctica estas intervenciones tuvieron un carácter más restringido, siendo el Ingreso Ciudadano la única intervención a la que prácticamente accedieron todos los hogares. El Ingreso Ciudadano consistía en una transferencia de ingresos mensual de \$1360 (70 U\$S a PPP 2008) por hogar independientemente del número de miembros. La prestación se otorgaba a todos los hogares beneficiarios con algunas excepciones en aquellos hogares con integrantes que participaban en Uruguay Trabaja o en el programa de apoyo a los Sin Techo<sup>5</sup>. A cambio de la transferencia, se exigía el cumplimiento de la asistencia escolar para niños y adolescentes y controles de salud para niños y embarazadas, conformándose en un programa de transferencias condicionadas (PTC). Sin embargo, en la práctica, no fue controlado el cumplimiento de las contrapartidas, lo cual se adjudicó a problemas de coordinación interinstitucional.

De acuerdo con los registros del programa, los hogares que accedieron pudieron hacerlo de dos formas. Por un lado, podían registrarse completando un formulario en distintas sedes del MIDES, donde debían realizar una declaración de ingresos y detallar quienes eran los integrantes del hogar. Posteriormente, eran visitados en su hogar por personal del MIDES y se relevaba información acerca de los individuos que vivían en el hogar y características de la vivienda. Por otro lado, a partir de datos del censo de talla escolar realizado en 2002, el MIDES seleccionó un conjunto

---

<sup>5</sup>El 97,6% de la población beneficiaria declaró recibir esta transferencia de acuerdo con el informe de evaluación.



de zonas carenciadas a visitar buscando que hogares que no accedían al registro por “ventanilla” pudieran ser relevados. En este caso, se realizaba al mismo tiempo la inscripción y la visita. La inscripción al programa permaneció abierta durante los dos años que estuvo en vigencia.

La misma ley que dio creación al PANES estableció que la prestación se otorgaría a hogares cuyos ingresos a marzo de 2005 no superasen los 1300 pesos por persona (sin considerar en ese monto las prestaciones por invalidez y vejez ni las asignaciones familiares). Por ello, a partir de la declaración de ingresos que hacían los hogares al momento de registrarse, y del control posterior con datos el BPS, se visitaron solo aquellos hogares que cumplían con este requisito, descartándose aproximadamente el 10 % de los postulantes (Amarante y otros, 2009). Fueron visitados cerca de 190.000 hogares con los cuales se configuró la línea de base del programa. El cuestionario de la primera visita recolectaba información sobre características económicas y demográficas de los individuos junto con información sobre bienes durables y de la vivienda. Luego de que los hogares eran visitados, se estimaba para cada hogar, a partir de la información recogida, el valor del índice de carencias críticas, que consistía en un indicador del nivel de pobreza del hogar. Cuánto mayor el valor del indicador más crítica la situación socioeconómica del hogar. Solo aquellos hogares cuyo ICC superaba el umbral preestablecido (variable por región) eran asignados al programa.

## **4. Algunas características de los hogares uruguayos**

Uruguay es un país pequeño, de acuerdo con el último censo<sup>6</sup>, residen un total de 3.251.654 personas distribuidas en 1.133.233 hogares. En los últimos años se han registrado importantes cambios en la estructura de los hogares uruguayos, destacándose el incremento de los hogares monoparentales y unipersonales, junto con una reducción de los hogares extendidos (Cabella y otros, 2015). Esto condujo a una reducción del número de integrantes promedio por hogar (figura 1) que se produjo a lo largo de toda la distribución del ingreso. Debido a que el número total de la po-

---

<sup>6</sup>Datos provenientes del Atlas Sociodemográfico y de la Desigualdad del Uruguay (2015).

blación casi no ha variado en la última década, la disminución del número promedio de integrantes por hogar se traduce un aumento del número de hogares.

Como se observa en la figura 2, los hogares biparentales sufrieron una importante reducción de su participación en el total de hogares. Si bien entre los hogares por debajo de la línea de pobreza los biparentales tienen una mayor presencia, la disminución de estos en las últimas décadas ha conducido a una reducción de la brecha respecto al total de hogares del país. Como fue mencionado, detrás de la reducción de los hogares biparentales se encuentra el incremento de los monoparentales y unipersonales, lo cual se adjudica tanto al envejecimiento de la población como al incremento del número de disoluciones matrimoniales (Cabella y otros, 2015).

Respecto a la jefatura de hogar se observa que, tanto a partir de los datos censales como del análisis de los micro datos de las ECH, se ha producido una feminización de la misma. En particular, se registra un crecimiento de las jefaturas femeninas en los hogares de menores recursos, que pasan de encontrarse en menos de un cuarto de los hogares en 2000 a registrarse en la mitad de ellos en 2015. La feminización de la jefatura en los hogares por debajo de la línea de pobreza fue de tal magnitud que pasó a tener mayor presencia que en el total de hogares, mientras que a comienzos de siglo XXI era considerablemente inferior (figura 3). Esto es endógeno al aumento de las tasas de actividad y empleo de las mujeres y es también parte del cambio en los roles de género que se han producido al interior de los hogares uruguayos, en particular de los más jóvenes (Cabella y otros, 2015).

A los efectos de analizar características de los hogares postulantes al PANES en comparación con el resto de los hogares, en la tabla 1 se presentan estadísticas descriptivas distinguiendo a los hogares según hayan sido beneficiarios o no, y comparando con el total de hogares uruguayos. Debido a que la información acerca de los postulantes al PANES proviene de una fuente distinta (registros administrativos PANES) que la referente al total de hogares (ECH 2006), podría decirse que no todas las variables son estrictamente comparables. En particular, mientras que para los postulantes al PANES se presentan datos acerca del solicitante del Plan, para el total de hogares se lo compara con datos del jefe. Por otra parte, los años de referencia no coinciden, para los postulantes al PANES la línea de base se construye

sobre los últimos meses de 2005 y la ECH utilizada refiere a 2006<sup>7</sup>.

Aclaradas las diferencias, de todos modos se pueden extraer algunas observaciones a partir de la comparación entre los hogares postulantes al PANES y el total de hogares uruguayos. En primer lugar, los hogares postulantes son más jóvenes, esto se observa tanto en la edad del solicitante en comparación con el jefe como en la edad promedio de los hogares. En especial, son más jóvenes los hogares que resultaron beneficiarios del Plan. En segundo lugar, los hogares postulantes son menos educados, más numerosos y, como era de esperar, de menores ingresos. Un elemento que ha sido destacado en evaluaciones previas del PANES es la sobre representación que tienen los hogares del interior. Esto es, mientras la cantidad de hogares radicados en Montevideo (capital del país) es del entorno de 38 % para el total de hogares, entre los hogares solicitantes del PANES esa participación se reduce a 14 %. Al comparar características de los jefes o solicitantes, se destaca una mayor presencia femenina en los hogares postulantes y una menor tasa de ocupación.

Un elemento importante en el análisis descriptivo consiste en el peso que tiene la transferencia de ingresos que representa el PANES sobre el ingreso total de los hogares. De acuerdo con estimaciones previas, se trata de una transferencia importante en términos relativos para la población destinataria, la cual alcanza, en promedio, el 50 % del ingreso previo autodeclarado por los hogares postulantes al programa (Manacorda y otros, 2011). En particular, entre los hogares de la muestra que se emplea en esta investigación, la transferencia representaba un 38 % del ingreso previo total de los hogares. Sin embargo, a pesar de la importancia en términos relativos, se está refiriendo a los hogares en situación de mayor vulnerabilidad económica del país, además de observarse una tendencia a la subdeclaración, por lo cual si se considera en términos absolutos la transferencia no reviste tal importancia.

## 5. Efectos esperados del programa

Cuando se quiere analizar los distintos comportamientos de hombres y mujeres que conforman un hogar, los modelos unitarios, que implican suponer que los hogares

---

<sup>7</sup>Se optó por trabajar con la ECH 2006 debido a que en dicho año se realizó una importantísima ampliación del número de observaciones de la muestra, alcanzando localidades rurales y de menos de 5000 habitantes, con lo cual no contaba la ECH 2005.

actúan como una unidad al momento de la toma de decisiones a pesar de estar compuesto por diferentes miembros, resultan insuficientes. A los efectos de esta investigación, la principal restricción de los modelos unitarios consiste en que tienen como supuesto la existencia de un “fondo común”, por lo cual la fuente de los ingresos no laborales no incide en el problema de asignación y poder en las decisiones dentro del hogar.

La literatura que se ha ocupado por entender los procesos de decisión al interior del hogar, superando las restricciones de los modelos unitarios, distingue al menos dos tipos de modelos (Chiappori, 1992; Chiappori y Donni, 2009). Por un lado, los modelos cooperativos de negociación (donde se suponen asignaciones Pareto-eficientes) y, por otro lado, los no cooperativos o estratégicos (modelos basados en el concepto de equilibrio de Cournot). Como una generalización de los modelos cooperativos se ha desarrollado los “modelos colectivos”, donde se intenta construir una aproximación más sencilla y contrastable empíricamente (Chiappori, 1992, Browning y Chiappori, 1998 y Chiappori y Donni, 2009). Sin embargo, no existe consenso acerca de un único modelo que sea aplicable a todos los contextos. A continuación, se describen los principales modelos en los cuales se permite que los integrantes de un hogar tengan distintas funciones de utilidad.

Por una parte, los modelos cooperativos de negociación surgen como la primera respuesta a los modelos unitarios (Cusba y otros, 2010), encontrándose en Manser y Brown (1980) y McElroy y Horney (1981) los trabajos fundacionales. Estos modelos consideran asignaciones Pareto eficientes que surgen a partir del proceso de negociación entre los miembros del hogar, donde el proceso de decisión es usualmente representado mediante una negociación a la Nash (Chiappori y Donni, 2009). Se supone que en el hogar viven dos individuos en edad de trabajar (biparental) y que cada uno de ellos está caracterizado por sus propias preferencias racionales en lo que respecta a consumo y ocio, tanto propio como del otro individuo. Es decir, existen externalidades en el consumo. Por otro lado, que los bienes pueden ser privados o públicos, o sea que el consumo de un bien por parte de un individuo puede reducir el consumo por parte del otro individuo o no hacerlo. En su forma más general, el comportamiento de los individuos puede representarse con el siguiente problema de maximización:

$$Max(U^A(q^A, q^B, l^A, l^B, Q) - V^A) * (U^B(q^A, q^B, l^A, l^B, Q) - V^B)$$

Donde  $U^i$  (con  $i = A, B$ ) representa las preferencias de cada miembro del hogar,  $q^A, q^B$  son los vectores de consumo privado de cada individuo,  $l^A, l^B$  es la cantidad de ocio consumido por cada uno y  $Q$  es el vector de consumo público,  $V^i$  es el punto o posición de resguardo de cada individuo, es decir, la utilidad que gozaría si no estuviera en pareja (sino viviera con otros miembros).

El factor llamado posición de resguardo, es particularmente relevante a la hora de definir el poder que tiene un individuo en el proceso de negociación desde un enfoque cooperativo de este proceso. Este factor depende, no solo del ingreso, sino de elementos que van desde el marco legal y fenómenos sociales hasta factores religiosos (Chiappori y otros, 2002). La posición de resguardo puede ser descrita como:

$$V^i(y^i; w^i; c^i; m^i)$$

donde  $y^i$  representa el ingreso del miembro  $i$  después del divorcio,  $w^i$  el salario,  $c^i$  la proporción de los costos de divorcio que tendría que pagar, y  $m^i$  es un indicador relacionado con el mercado matrimonial que refleja las oportunidades de un nuevo matrimonio.

La restricción presupuestal del hogar viene dada por:

$$p'(q^A + q^B + Q) + w^A l^A + w^B l^B = y + w^A T + w^B T$$

Donde  $p'$  es el vector de precios de los bienes de consumo,  $w^i$  ( $i = A, B$ ) es el salario por unidad de tiempo del individuo  $i$ , y ( $y = y^A + y^B + y^h$ ) es la renta no laboral total del hogar y  $T$  es la cantidad total de tiempo que dispone cada individuo del hogar.

Por otra parte, los modelos de negociación no cooperativa, propuestos inicialmente por Lundberg y Pollak (1993), consisten en una especificación diferente del proceso de negociación. En este caso, cada integrante del hogar maximiza su propio bienestar, sujeto a una restricción individual y considerando el comportamiento del otro individuo. En el caso de un matrimonio, se modela como un juego repetido tipo Cournot. Por lo tanto, no necesariamente la solución que se alcanza es Pareto

Eficiente.

Independientemente de la aproximación utilizada, un aumento del ingreso de uno de los miembros del hogar, como el generado por la transferencia que representa el Ingreso Ciudadano, aumenta sus exigencias y su poder de negociación. En este contexto, el PANES, al ser un programa de transferencias al hogar, actuaría como un factor de distribución, alterando las oportunidades de los miembros del hogar pudiendo variar el poder de negociación de cada uno. Por lo tanto, cabría esperar efectos dentro del hogar como resultado del cambio en el poder de decisión del miembro receptor del beneficio, afectando la distribución de las tareas domésticas, así como cambios sobre la jefatura de hogar. Debido a que el PANES recayó en mayor medida en beneficiarias mujeres, podría esperarse un aumento en la probabilidad de que la mujer se convierta en jefa de hogar.

Ahora bien, las predicciones de estos modelos sobre el impacto de un programa de transferencias sobre los divorcios son ambiguas (Bobonis, 2011). En este caso, los mayores ingresos que genera el PANES, incrementan la utilidad de los individuos tanto en su estado de pareja como de solteros. Siguiendo la hipótesis de mayor independencia económica y autonomía que produciría el ingreso adicional, se esperaría un incremento en el número de divorcios, acompañado de cambios en la composición de los hogares beneficiarios. Sin embargo, el incremento de ingresos podría traducirse en mayor estabilidad para el hogar biparental o monoparental, disminuyendo el estrés y los conflictos dentro del hogar y repercutiendo en una mayor estabilidad de sus integrantes (Bobonis y otros, 2007; Bobonis, 2011). Por lo tanto, no es posible establecer un efecto neto esperado del programa sobre las disoluciones matrimoniales, sino que será un elemento a determinar empíricamente. De la misma forma, las consecuencias sobre el número de integrantes totales del hogar podrían ir en distintas direcciones.

## **6. Estrategia empírica**

### **6.1. Fuentes de información**

Para estimar los distintos efectos de interés se utiliza información proveniente del registro administrativo del PANES del Ministerio de Desarrollo Social y de encues-

tas de seguimiento realizadas por el Departamento de Sociología de la Facultad de Ciencias Sociales. La línea de base se construye a partir del registro administrativo del programa de todos los postulantes (posibles beneficiarios) que se inscribieron voluntariamente o fueron visitados por funcionarios del MIDES. No se consideran los hogares registrados previo a setiembre de 2005, debido a que existió un cambio en la construcción del algoritmo del ICC y como resultado algunos hogares beneficiarios dejaron de serlo y se incorporaron hogares que previamente no les correspondía la prestación.

Fueron realizadas dos encuestas de seguimiento a un conjunto de beneficiarios del programa y a postulantes que no resultaron beneficiarios. La primera de ellas entre Diciembre de 2006 y Marzo de 2007 y, la segunda, entre Febrero y Marzo de 2008. Las encuestas se llevaron a cabo sobre una muestra que fue diseñada a los efectos de poder realizar estimaciones mediante regresión discontinua<sup>8</sup>. De esta forma, se cuenta con un número suficiente de observaciones en un entorno de 2 % alrededor del punto de corte<sup>9</sup>, lo cual permite comparar resultados entre el grupo de afectados por la política y un grupo de control.

Las encuestas fueron realizadas por un equipo de la Universidad de la República que en ningún momento mencionaba al MIDES ni al PANES, con el fin de evitar incidir en las respuestas. De acuerdo con lo establecido en el Informe Final de Evaluación de Impacto del PANES (Amarante y otros, 2009), de los 3.500 casos seleccionados originalmente se encuestó al 95 %, el 32 % de los casos debió ser sustituido por no encontrarse a los titulares de la solicitud.

## 6.2. Metodología

Como fue mencionado, una vez que se descartaron los hogares que superaban determinado nivel de ingresos per cápita, se seleccionaron para participar del programa aquellos hogares que superaron cierto umbral en el ICC. El ICC consiste en un índice que valora características de los integrantes de cada hogar, elementos de la vivienda y el acceso a ciertos bienes y servicios. Los individuos no conocen la forma en que este se construye ni las ponderaciones que otorga, por lo cual no era plausible

---

<sup>8</sup>Detalles sobre la metodología de la muestra se encuentran en Goyeneche y otros (2007).

<sup>9</sup>El punto de corte se estandariza de acuerdo a los umbrales regionales.

de manipulación. De esta forma, y dada la imposibilidad de realizar experimentos naturales, se explota la discontinuidad del ICC en el umbral de elegibilidad al PANES establecido para cada región y se trabaja con una metodología de evaluación cuasi-experimental, el diseño de regresión discontinua.

Siguiendo a Lee y Card (2007), Imbens y Lemieux (2008) y Lee y Lemieux (2010), la estrategia consiste en estimar el siguiente modelo de regresión básico:

$$y_i = \alpha + \beta 1(N_i > 0) + f(N_i) + u_i \quad (6.1)$$

Donde  $y_i$  es la variable de resultado de interés para el hogar  $i$ ;  $1(N_i > 0)$  es una variable indicativa que vale 1 para aquellos hogares cuyo ICC estandarizado<sup>10</sup> supera el umbral de elegibilidad y 0 en caso contrario, o sea que vale 1 cuando el hogar es elegible; y,  $f(N_i)$  es una función suavizada de la variable de selección y, por lo tanto, captura el efecto del ICC estandarizado sobre la variable de resultado.

Finalmente, el coeficiente asociado a la variable indicativa del grupo de tratamiento,  $\beta$ , permite identificar el impacto promedio del programa sobre la variable de interés en el entorno del punto de corte. Las variables de interés que se consideran son: estado conyugal, cambios en el tamaño del hogar, realización de las tareas del hogar y sexo del jefe. A los efectos de evaluar el estado conyugal, se considera una variable que vale 1 cuando la persona es soltera pos-programa pero estaba en pareja al momento de solicitarlo, y 0 en caso contrario. Para identificar cambios en el tamaño del hogar se crea una variable dummy que adopta el valor 1 cuando el número de miembros es distinto en la línea de base que en la encuesta de seguimiento y 0 en caso de ser iguales. En tareas del hogar, se observa si la persona que recibe el beneficio realiza dichas tareas, en ese caso la variable adopta el valor 1 y 0 en caso contrario, y para sexo del jefe, lo que interesa evaluar es si el jefe es una mujer.

La correcta estimación del efecto depende de que se verifique un supuesto de identificación clave, que las variables de resultado sean una función monotónica del puntaje obtenido en la línea de base. De esta forma, cualquier discontinuidad en la variable alrededor del umbral de elegibilidad puede interpretarse como el efecto causal del PANES. Para que esto sea válido es necesario que no exista manipulación

---

<sup>10</sup>El ICC estandarizado surge de restar al ICC original el valor del umbral de selección de acuerdo a cada región.



de los individuos respecto a la variable de asignación al programa (ICC) y que dicha asignación dependa del puntaje obtenido. En la figura 4 se observa la discontinuidad en la asignación al PANES alrededor del punto del corte del ICC, lo cual demuestra que la regla fue respetada. Debido al cumplimiento casi perfecto de la regla, se trabaja con el diseño de regresión discontinua *Sharp*.

Debido a que el efecto estimado del programa depende de cómo se estima la función  $f(\cdot)$ , se utilizan distintas especificaciones de la misma. Se consideran formas polinómicas lineales y cuadráticas y, adicionalmente, se estima con y sin controles de la línea de base. Los errores estándar se estiman por *cluster* sobre el ICC.

Una desventaja importante de esta metodología, es que la identificación de los efectos corresponde a una sub muestra de los participantes del programa, los hogares o individuos en el entorno del punto de corte, no es extrapolable a todo el grupo de tratados y, menos aún, a toda la población. Lo que se están estimando son efectos locales.

## 7. Resultados

### 7.1. Evidencia gráfica

En este subapartado se presenta un análisis a partir de los gráficos de las variables de interés alrededor del punto de corte del ICC, realizados para la ronda de 2007 (figura 5) y para 2008 (figura 6), lo cual es necesario en una investigación mediante el diseño de regresión discontinua. Los puntos en las figuras representan la tasa de personas separadas (Panel A), la tasa de la variación de la cantidad de integrantes del hogar (Panel B), la tasa de individuos postulantes que realizan las tareas del hogar (Panel C) y la tasa de hogares con jefa de hogar mujer (Panel D). Las líneas continuas representan valores predichos de un polinomio de segundo orden del ICC, estimado en forma separada para las observaciones por encima y por debajo del umbral.

El panel A de ambas figuras sugiere que la tasa de personas separadas es algo mayor antes del umbral y que descende entre los hogares que superan el ICC. Una situación similar, pero más acentuada, se registra cuando se observa la variación del número de miembros del hogar (panel B). Esto indicaría mayores movimientos en

los hogares que no recibieron la asistencia.

En los paneles C y D los gráficos no muestran diferentes tendencias entre los hogares ubicados alrededor del umbral. Esto significa que sería muy dudoso si se encontraran efectos significativos en estas variables, como plantea Imbens y Lemieux (2008).

## 7.2. Estimaciones por RD

Siguiendo la metodología descrita en el subapartado 3.6.2, se estiman los efectos que pudo haber tenido el PANES sobre ciertas dimensiones sociales de interés: separación, variación del número de miembros del hogar, realización de tareas domésticas y jefe de hogar mujer. Los principales resultados se resumen en la tabla 2 y la tabla 3. Se incluyen los resultados de cuatro especificaciones alternativas: (1) sin controles y especificación lineal, (2) sin controles y especificación cuadrática, (3) con controles y especificación lineal y, (4) con controles y especificación cuadrática. La última consiste en la especificación favorita de acuerdo al valor que adopta el criterio de akaike y al comportamiento de los datos (Jacob y Zhu, 2012; Gelman y Imbens, 2017). Los controles considerados son características pre-tratamiento del solicitante del plan y del hogar: edad, sexo, años de educación y condición de empleo del solicitante del plan e ingreso promedio, tamaño del hogar, región de residencia y edad promedio del hogar.

En la fila uno de cada tabla se reportan las regresiones discontinuas estimadas para la ecuación 1 donde la variable dependiente es un indicador de si el hogar recibió PANES de acuerdo con los registros administrativos. Como puede observarse, la relación es fuerte, significativa y robusta a las distintas especificaciones, en la misma línea que la figura 4.

En las filas dos a cinco de la tabla 2 se muestran los resultados para las variables dependientes de interés para 2007. Se encuentran efectos negativos y estadísticamente significativos para separación y variación de integrantes del hogar. En el primer caso, según la especificación cuadrática condicionada (que consiste en la especificación preferida), recibir la asistencia redujo la probabilidad de que las personas que se encontraban en pareja en la línea de base disolvieran su acuerdo conyugal en 14.3 pp. Ello no significa que la probabilidad de estar en pareja sea menor para el total

de postulantes que no recibieron la asistencia, ya que, en este caso, solo se considera a los individuos que estaban en pareja en la línea de base. Respecto a la variación de miembros, el efecto encontrado indica que los hogares que recibieron asistencia tienen una menor probabilidad de sufrir alteraciones en el número de integrantes. Este efecto, de aproximadamente entre 14,6 y 24,6 pp, no significa que los hogares beneficiarios del PANES sean menos numerosos, sino que son más estables. No puede decirse si los hogares postulantes no beneficiarios aumentaron o redujeron el número de integrantes, lo que se observa es que modificaron su integración. El signo de esta variación se estudia más adelante (subapartado 3.7.4). En lo que respecta realización de tareas domésticas y probabilidad de que el jefe de hogar sea mujer, no se encontraron efectos significativos de la asistencia sobre estas dimensiones.

Al analizar la tabla 3, debe recordarse que los resultados de estas estimaciones fueron realizados sobre información recolectada luego de finalizado el programa. Los resultados sobre separación y variación de miembros son similares a los encontrados para 2007, en algún caso de menor magnitud y significatividad estadística. Lo anterior estaría indicando que el PANES produjo resultados persistentes sobre estas variables, al menos en el muy corto plazo (pocos meses después de finalizado el Plan). Los efectos sobre tareas y sexo del jefe de hogar siguen siendo estadísticamente no significativos.

### 7.3. Efectos heterogéneos

El PANES pudo haber introducido efectos heterogéneos de acuerdo a diferentes características del hogar, en particular de acuerdo al sexo, nivel educativo y edad del postulante al programa, así como dependiendo de la región de residencia. Con el fin de estimar dichos efectos se construyen dummies para identificarlos y se estima la siguiente ecuación:

$$y_i = \alpha + \beta 1(N_i > 0) + f(N_i) + \gamma_{inter} + \delta_{dummy} + u$$

En las tablas 4 y 5 se resumen los siguientes los resultados. Para cada variable de interés se muestra, en primer lugar, el efecto cuando la dummy adopta el valor cero, que es captado por el coeficiente  $\beta$ , y representa el efecto, por ejemplo, en los

hombres, ya que la dummy vale uno para las mujeres. Luego se muestra el efecto diferencial que capta  $\gamma$ , y, en tercer lugar, el efecto cuando la dummy vale uno que es la suma de  $\beta + \gamma$ , y en el ejemplo del sexo sería el efecto sobre las mujeres, en este caso en lugar de presentarse junto con el desvío estándar se presenta el resultado de testear la hipótesis de que la suma de ambos coeficientes sea distinta de cero ( $\text{Prob} > F$ ).

De acuerdo al sexo, en la ronda del año 2007, se encuentra que la asistencia social tiene una incidencia negativa y significativa en el número de divorcios en ambos sexos, la cual es levemente menor cuando la postulante es mujer (-0.154 hombres y -0.152 mujeres). Este efecto desaparece para los hombres en 2008 y se reduce para las mujeres, pero sigue siendo negativo y significativo en este caso. En la misma línea están los resultados sobre la variación de los integrantes, el recibir la asistencia aumenta la estabilidad, tanto cuando el postulante es hombre como mujer en 2007 y, en esta oportunidad, los resultados se mantienen casi idénticos en 2008. Respecto a las tareas del hogar, se encuentra un efecto negativo significativo en el 90 % de los casos para los hombres (-0.126), mientras que para las mujeres el efecto no resulta significativo, mientras se recibe la transferencia. Esto significa que si quien recibe la transferencia es varón se reduce la probabilidad de que se dedique a realizar las tareas del hogar. Sin embargo, en 2008, una vez que dejan de recibir la transferencia, no se registran efectos significativos en los hombres pero si positivos y significativos cuando quien recibió la transferencia es mujer. Podría estar operando algún mecanismo de ajuste con cierta demora, donde las mujeres son quienes acaban por fortalecer su rol como las encargadas de las tareas domésticas. Esto podría brindar evidencia acerca de que recibir la asistencia acentúa la participación de la mujer como encargada de los quehaceres, pero que dicho efecto no operó de forma automática. Queda pendiente confirmar o no esta hipótesis. La probabilidad de que el hogar tenga una jefa mujer no se ve alterada en ninguno de los casos. Resultados análogos se observan a partir de las estimaciones con datos de la ronda 2008.

En segundo lugar, se distinguen efectos de acuerdo a si el postulante al programa finalizó o no primaria. Los resultados son prácticamente iguales en la ronda de 2007 y la de 2008. Para aquellos postulantes con al menos primaria completa el efecto sobre las separaciones es negativo y significativo, mientras que para los postulante

sin primaria completa no se encuentran efectos. El número de miembros del hogar varía en menor medida entre los beneficiarios del programa, tanto cuando el postulante terminó primaria como cuando no lo hizo. No se registran efectos sobre la probabilidad de que el postulante realice las tareas del hogar ni en que el sexo del jefe sea femenino.

Buscando entender especialmente los efectos en la variación de miembros del hogar y los divorcios, se indagó acerca de la presencia de efectos heterogéneos de acuerdo a la edad del postulante, distinguiendo entre los mayores y menores de 35 años. Esto podría dar una visión complementaria acerca de los cambios observados. En este sentido, si bien los efectos sobre separaciones son significativos en ambos casos, se observa una menor probabilidad entre los solicitantes menores de 35 años respecto a quienes superan dicha edad. Estos resultados son consistentes en 2007 y 2008. Sin embargo, respecto a la variación de miembros, mientras en 2008 no hay efectos heterogéneos de acuerdo a la edad del postulante, si se reportan diferencias en 2007. Aquellos hogares en que el postulante es mayor de 35 años registraron mayor estabilidad que en los hogares con postulantes más jóvenes. Esto podría significar que los cambios en el tamaño del hogar guardan relación con el ciclo de vida y que, a mayor edad del postulante mayor es la estabilidad del hogar.

Al analizar de acuerdo a la región de residencia del hogar en la ronda de 2007, se observa que el PANES disminuyó la probabilidad de separación en Montevideo, mientras que para el interior las estimaciones no resultan significativas. Por su parte, la variación de los miembros resulta menos probable entre los beneficiarios tanto en Montevideo como en el interior, con magnitudes prácticamente idénticas. En lo que respecta a realización de las tareas del hogar o el sexo del jefe no se encuentran efectos significativos para ninguna de las dos regiones distinguidas. Con la información del año 2008 se obtienen resultados de las mismas magnitudes en lo que respecta al separación, en este caso, el efecto resulta significativo tanto en Montevideo como en el interior. La mayor estabilidad registrada en los hogares que recibieron el PANES, aproximada por el número de integrantes, también fue significativa en las dos regiones distinguidas. Mientras en el sexo del jefe de hogar siguen sin encontrarse efectos significativos, si se observó un aumento en la probabilidad de realizar las tareas por parte del postulante cuando este reside en la capital.

## 7.4. Efectos significativos en divorcio y variación de los integrantes

Como se desprende a partir de los resultados obtenidos, los hogares que fueron beneficiarios del PANES mostraron mayor estabilidad en las uniones conyugales y en el número de integrantes. A continuación, se busca indagar algo más acerca de qué es lo que está detrás de esa mayor estabilidad.

En primer lugar, se estiman regresiones con el fin de observar diferencias en la probabilidad de estar en pareja para todos los individuos solicitantes de la transferencia. Anteriormente, se había encontrado que los beneficiarios del PANES son menos propensos a disolver los acuerdos conyugales y que, quienes estaban en pareja en la línea de base tienen una menor probabilidad de estar solteros luego de recibir el Plan. Ahora bien, si se realiza un segundo ejercicio y se observa a toda la población postulante al PANES, cuando se estima sin controles se encuentra un signo negativo del efecto sobre la probabilidad de estar en pareja luego de recibir el beneficio (tabla 6). Este resultado, junto con el anterior, implicaría que al considerar a toda la población la asistencia reduce la probabilidad de que las personas vivan en pareja. Por lo tanto, estaría reduciéndose el número de nuevos acuerdos de convivencia. Sin embargo, el coeficiente estimado no es significativo ni robusto a la incorporación de controles, por lo cual no se puede concluir al respecto.

Adicionalmente, se estimaron los efectos sobre la probabilidad de estar en pareja en forma separada para aquellas personas solteras en la línea de base. Los resultados, que pueden verse en la tabla 7, muestran un efecto negativo y significativo de la probabilidad de estar en pareja pos programa para los solteros en 2007. En 2008 el efecto continua siendo negativo pero de menor magnitud y pierde significatividad estadística en la mayoría de las especificaciones. A la luz de estos resultados, podría decirse que el efecto independencia previsto por parte de la literatura económica, que argumenta que un incremento en el ingreso de unos de los miembros del hogar (en particular para las mujeres) aumenta la probabilidad de disolución del matrimonio no se observa como efecto del PANES para quienes estaban en pareja, pero que podría fortalecerlo para las personas solteras. En líneas generales, podría decirse que el PANES incentiva el statu quo, en la medida que desincentiva a realizar cambios en el estado conyugal: reforzando el efecto independencia de aquellos que no estaban

en pareja y mediante un efecto estabilidad para quienes si lo estaban.

En segundo lugar, habiendo encontrado que los hogares beneficiarios tienen una mayor estabilidad en el número de integrantes se procura conocer si esa diferencia se debe a que los hogares no beneficiarios aumentan o disminuyen en mayor medida su número de miembros. Al respecto no se encontraron efectos significativos robustos entre las distintas especificaciones estimadas (tabla 6). Retomando los hallazgos de Amarante y otros (2011), quienes estudiaron los efectos del PANES sobre la fecundidad, observan inicialmente un efecto negativo del programa sobre los nacimientos, lo cual estaría explicando una variación positiva en el número de miembros de los no beneficiarios. Sin embargo, este efecto era adjudicado a una diferencia de *timing* al momento de tener hijos entre los beneficiarios y el resto de los postulantes. Los autores encuentran que dos hogares con iguales características pero uno de ellos con mayor número de niños porque acabara de registrarse un nacimiento era más probable que resultara beneficiario, mientras que el otro hogar podría registrar un nacimiento inmediatamente después de la solicitud y, por lo tanto, tener menor probabilidad de recibir la prestación. Finalmente, no encuentran efectos netos sobre la fecundidad de aquellas mujeres que resultan beneficiarias de la prestación. El efecto *timing* encontrado por los autores podría ser responsable, al menos en parte, de la mayor estabilidad encontrada para los hogares beneficiarios. Esto es coherente con la hipótesis de que la transferencia favorece el statu quo y desincentiva a que se produzcan cambios en la composición de los hogares.

## 7.5. Validez de los resultados

El supuesto clave para la validez de las estimaciones realizadas mediante regresión discontinúa consiste en que la función  $F(\cdot)$  sea continua en el umbral de discontinuidad. Esto podría no ocurrir por, al menos, dos motivos. Por un lado, porque las características de los hogares afectados y de los no afectados por la políticas sean diferentes estadísticamente en la línea de base. Es decir, que los observables y las variables de interés de los grupos no sean iguales del punto de vista estadístico en el estado de pre-tratamiento. Por otro lado, los postulantes podrían tener algún tipo de comportamiento estratégico sobre la variable de asignación, lo que significa que los individuos podrían alterar la probabilidad de su asignación al tratamiento.

A los efectos de validar la estrategia es necesario comprobar que no haya existido manipulación por parte de los postulantes al programa.

En la figura 4 podía observarse la casi perfecta asignación al tratamiento en función del ICC. Como la construcción de este indicador no fue pública, resulta poco probable que los individuos pudieran tener un comportamiento estratégico con el fin de ser beneficiados con la asistencia. Sin embargo, podrían haber inferido algún tipo de comportamiento favorecedor y modificar su conducta. Por ello, a continuación se presentan resultados que respaldan la validez de la estrategia seguida.

En la tabla 8 se muestran los resultados obtenidos a partir de estimar la presencia de correlación entre las variables de control y la asignación al tratamiento en la línea de base, así como la correlación entre las variables de resultado y la asignación al tratamiento. Como puede verse, en ningún caso los coeficientes resultan significativos.

Adicionalmente, la figura 7 representa la densidad de la variable de asignación al tratamiento alrededor del punto de discontinuidad. Allí puede observarse la proporción de hogares con diferentes niveles del ICC estandarizado entorno al umbral de elegibilidad. Esta prueba, propuesta por McCrary (2008) muestra que la log-diferencia entre la frecuencia a la derecha e izquierda del umbral no es estadísticamente significativa distinta del cero. En particular, la estimación puntual para la prueba es -0.015 (0.187).

Por lo tanto, los resultados de esta sección confirman la validez de la estrategia de estimación adoptada.

## 8. Conclusiones

De acuerdo con la teoría económica, la ocurrencia de una variación exógena del ingreso de uno de los miembros del hogar puede tener efectos sobre los procesos de decisión que se dan al interior del mismo. En este trabajo, se explotó la introducción de un programa de transferencias condicionadas a la población vulnerable de Uruguay (PANES) con el fin de evaluar las predicciones de la teoría. En concreto, comparando la población beneficiaria con la no beneficiaria alrededor de un umbral de elegibilidad, se observó si la transferencia produjo incentivos sobre los arreglos



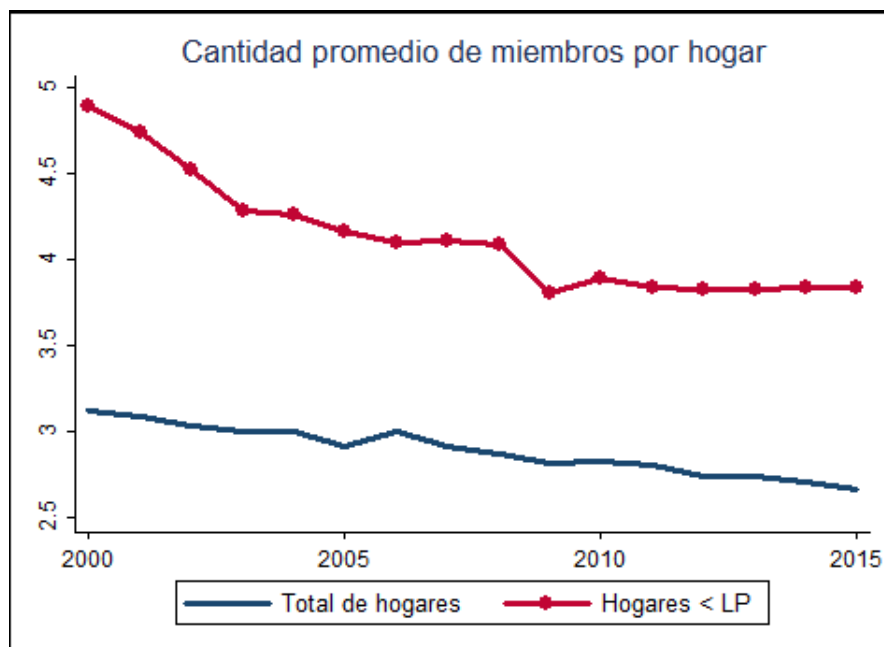
conyugales, la variación de miembros, la realización de tareas domésticas y el sexo del jefe de hogar.

Se realizaron estimaciones siguiendo una metodología cuasi experimental de regresión discontinúa, analizando la sensibilidad de los resultados a distintas especificaciones. Los resultados obtenidos muestran que los beneficiarios del programa fueron más proclives a estar en pareja cuando lo estaban en la línea de base y a mantenerse solteros en caso contrario. Además, se encontró que tienen una mayor probabilidad de vivir en hogares donde el número de miembros no varíe respecto a los no beneficiarios. En un contexto donde las mujeres fueron casi el 80 % de las receptoras del beneficio, este resultado estaría indicando que la transferencia no tuvo un efecto independencia, como abonan algunos trabajos previos, cuando las personas estaban en pareja. Por el contrario, pudo haber otorgado mayor seguridad al hogar y de este modo favorecer la estabilidad del mismo, tal como introduce Bobonis en 2007. Ello podría ser resultado de que el monto de la transferencia no fuese suficiente para actuar como un incentivo a la independencia económica, pero si para aliviar algunas restricciones presupuestales. Sin embargo, parece haber fortalecido la independencia para quienes eran solteros. Por otra parte, no se encontraron efectos sobre la realización de tareas domésticas cuando se considera al total de beneficiarios, pero si se observaron efectos heterogéneos por sexo que podrían indicar que la transferencia fortalece el rol de la mujer como la encargada de las tareas domésticas. No se registraron impactos sobre el sexo del jefe de hogar en ningún caso.

La validez de la metodología planteada fue sometida a la verificación de supuestos claves como, la no manipulación de la variable de asignación al programa (ICC) por parte de los postulantes y la ausencia de correlación entre las variables de resultado y la asignación al tratamiento. Esto permite concluir que los efectos observados son causales a la introducción de la transferencia. De todos modos, es importante recordar que los resultados estimados son efectos locales y, a pesar de la validez interna, carecen de validez externa.

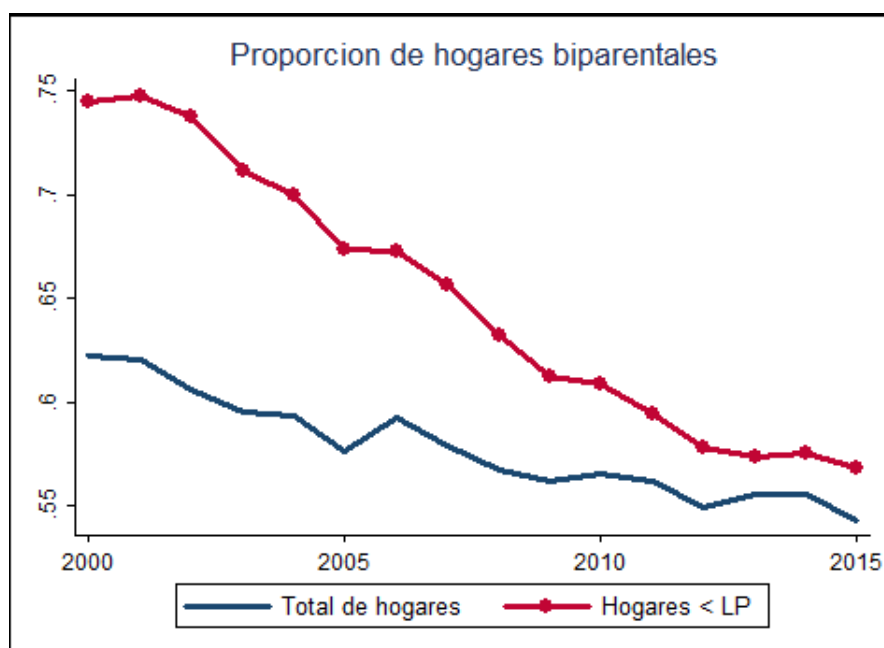
## Tablas y figuras

Figura 1: Evolución del número promedio de personas por hogar, para el total y para los hogares por debajo de la línea de pobreza.



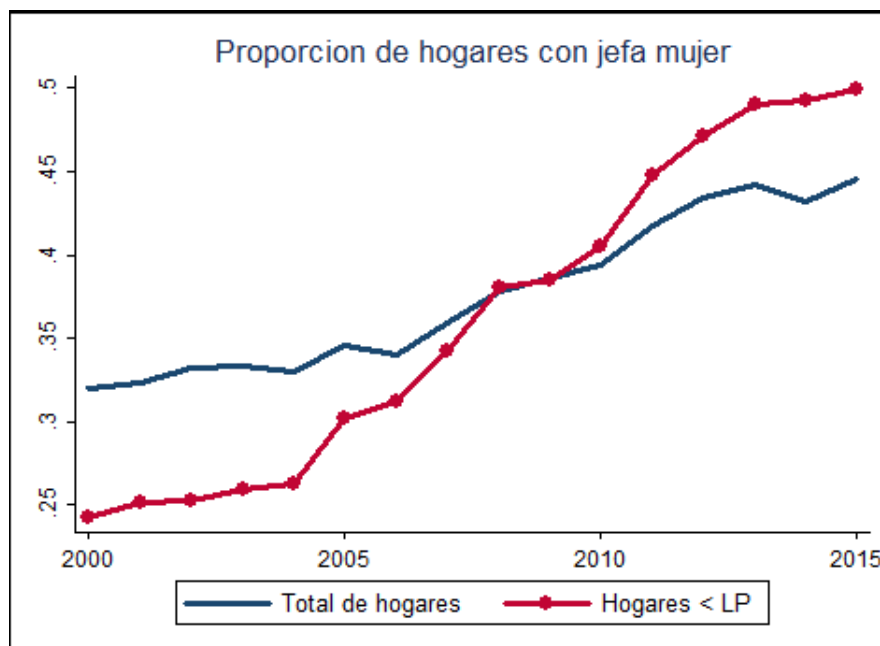
Nota: Elaboración propia en base a micro datos de las ECH referentes a zonas urbanas con más de 5.000 habitantes.

Figura 2: Evolución de los hogares biparentales, para el total y para los hogares por debajo de la línea de pobreza.



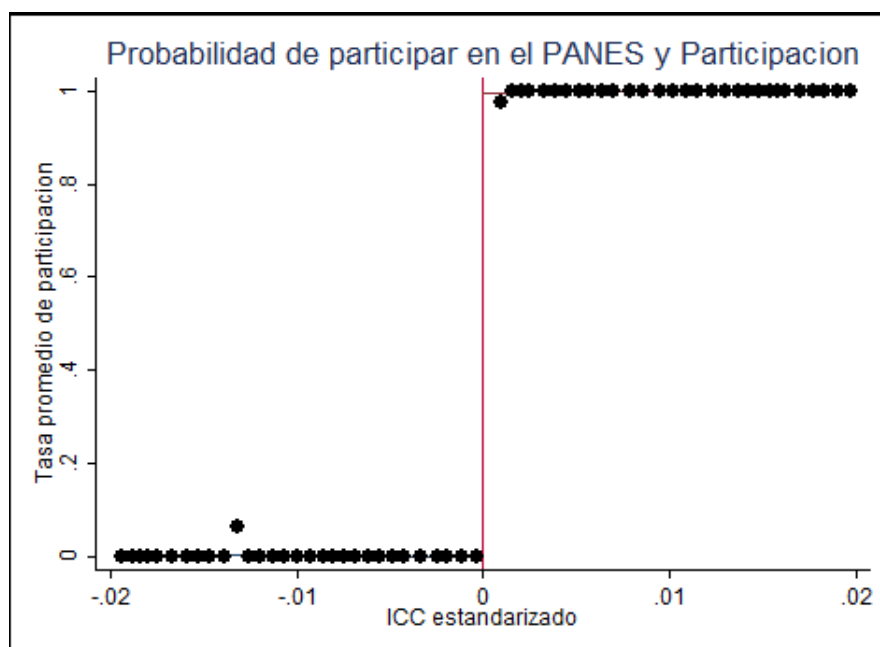
Nota: Elaboración propia en base a micro datos de las ECH referentes a zonas urbanas con más de 5.000 habitantes.

Figura 3: Evolución de los hogares con jefa mujer, para el total y para los hogares por debajo de la línea de pobreza.



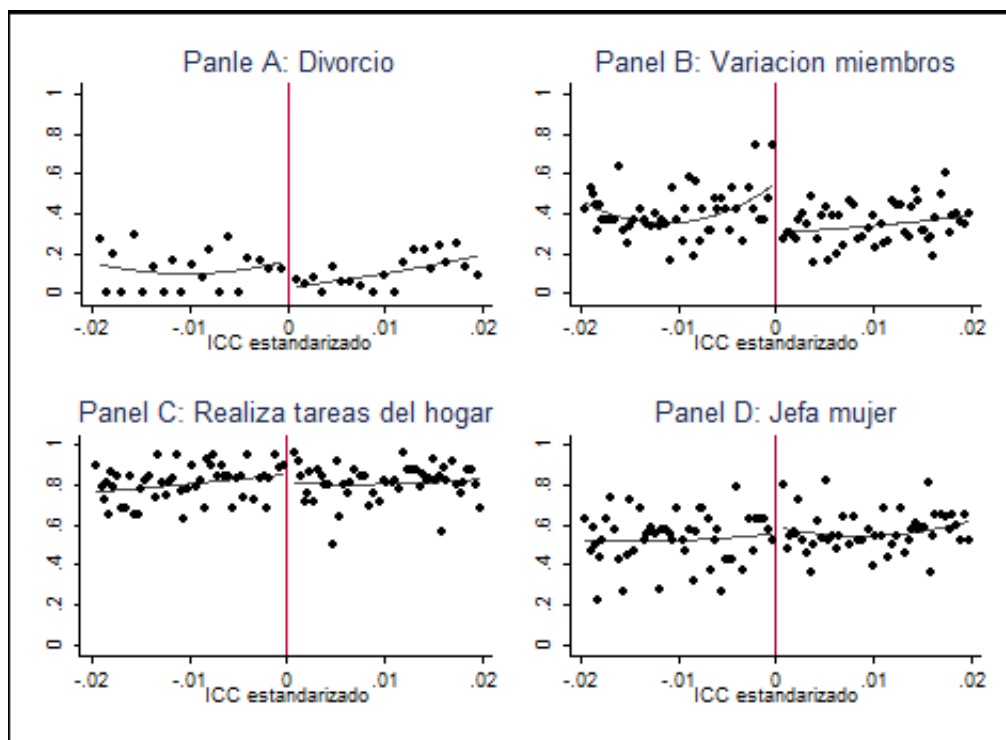
Nota: Elaboración propia en base a micro datos de las ECH referentes a zonas urbanas con más de 5.000 habitantes.

Figura 4: Probabilidad de participar en el PANES y participación efectiva a partir de registros administrativos.



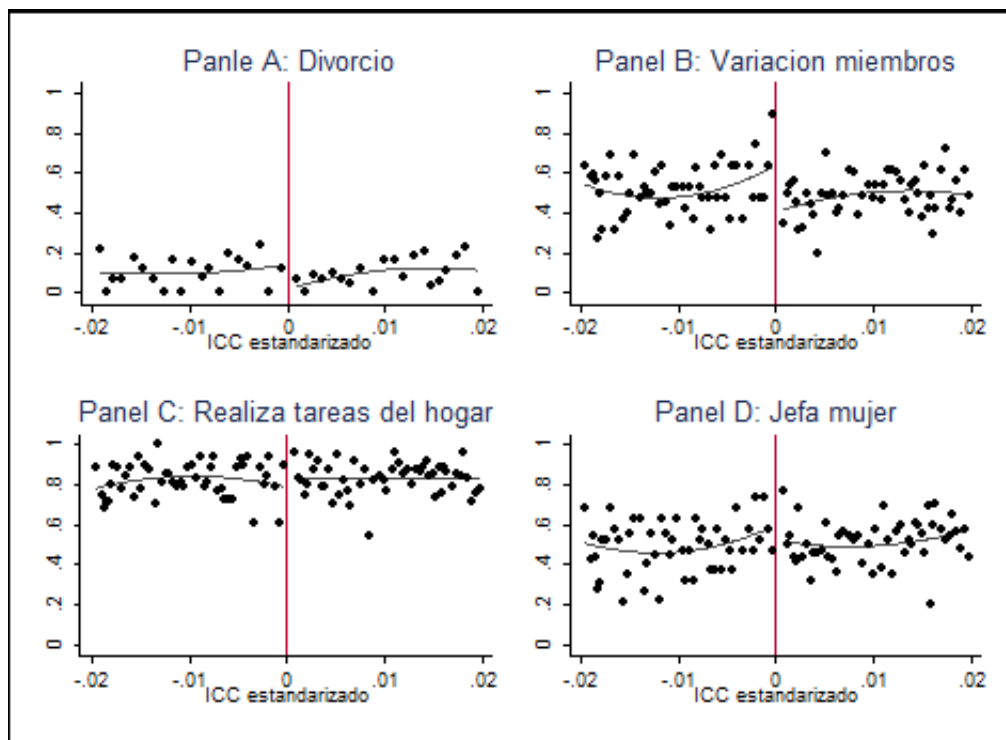
Nota: Los puntos graficados representan valores promedio de hogares que participan en el PANES como función del ICC estandarizado. Conjuntamente se grafican los valores predichos de un modelo lineal a cada lado del umbral.

Figura 5: Resultados sobre dimensiones sociales – Encuesta 2007.



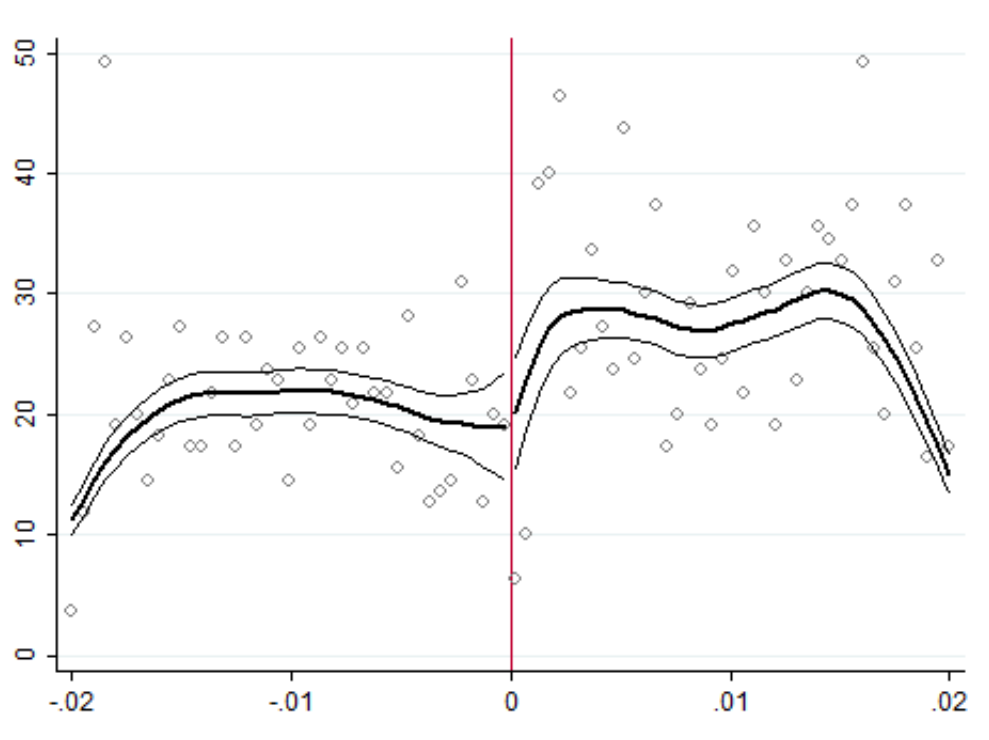
Nota: Elaboración propia en base a Encuesta de seguimiento del PANES 2007.

Figura 6: Resultados sobre dimensiones sociales – Encuesta 2008.



Nota: Elaboración propia en base a Encuesta de seguimiento del PANES 2008.

Figura 7: Distribución del índice de pobreza estandarizado.



Nota: Elaboración propia en base a registros administrativos del PANES.

Tabla 1: Estadísticas descriptivas de los hogares solicitantes del PANES y del total de hogares.

	Solicitantes del PANES - Línea de Base			Toda la población
	beneficiarios	no beneficiarios	todos	2006
<i>Características del solicitante</i>				
Edad	38.81	42.25	40.08	53.65
	[12.97]	[14.69]	[13.73]	[16.82]
Mujer	0.79	0.73	0.77	0.30
	[0.40]	[0.45]	[0.42]	[0.46]
Años de educación	6.67	6.43	6.58	7.60
	[2.48]	[2.62]	[2.53]	[3.91]
Ocupado	0.52	0.53	0.52	0.66
	[0.50]	[0.50]	[0.50]	[0.47]
<i>Características del hogar</i>				
Ingresos per cápita (ln)	6.68	6.67	6.68	8.36
	[0.85]	[0.82]	[0.84]	[0.81]
Tamaño del hogar	3.60	3.05	3.40	2.98
	[1.79]	[1.66]	[1.76]	[1.67]
Edad promedio	25.60	31.16	27.66	43.58
	[12.68]	[15.93]	[14.23]	[21.39]
Montevideo	0.14	0.13	0.14	0.38
	[0.35]	[0.34]	[0.34]	[0.48]
<i>Variables de resultado</i>				
En pareja	0.44	0.35	0.41	0.61
	[0.50]	[0.48]	[0.49]	[0.49]
Tamaño del hogar	3.60	3.05	3.40	2.98
	[1.79]	[1.66]	[1.76]	[1.67]
Realiza tareas domésticas	0.76	0.77	0.76	0.03
	[0.43]	[0.42]	[0.43]	[0.16]
Jefa mujer	0.63	0.59	0.62	0.30
	[0.48]	[0.49]	[0.49]	[0.46]

Nota: elaboración en base a registros administrativos del PANES y ECH 2006.

Tabla 2: Estimaciones para 2007.

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	Obs.
Recibio PANES	0.997 [0.003]***	0.996 [0.009]***	0.996 [0.004]***	0.993 [0.010]***	2227
Separacion	-0.092 [0.046]**	-0.152 [0.068]**	-0.087 [0.049]*	-0.143 [0.071]**	807
Var. miembros	-0.146 [0.043]***	-0.246 [0.066]***	-0.159 [0.044]***	-0.239 [0.066]***	2227
Tareas del hogar	-0.053 [0.036]	-0.045 [0.053]	-0.057 [0.031]*	-0.03 [0.047]	2186
Jefa mujer	0.004 [0.055]	0.032 [0.086]	-0.001 [0.037]	0.025 [0.058]	2217
Controles por score	Lineal	Cuadratico	Lineal	Cuadratico	
Controles linea de base	No	No	Si	Si	
AIC Recibio PANES	-8401	-8399	-7713	-7712	
AIC Separacion	439	440	352	353	
AIC Var. miembros	3068	3066	2578	2578	
AIC Tareas del hogar	2124	2126	1031	1032	
AIC Jefa mujer	3200	3202	1903	1905	

Errores estandar clusterizados en paréntesis.\*\*\* $p < 0,01$ , \*\* $p < 0,05$ , \* $p < 0,1$ .

Nota: elaboración en base a Encuesta de seguimiento del PANES 2007.

Tabla 3: Estimaciones para 2008.

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	Obs.
Recibio PANES	0.997 [0.003]***	0.996 [0.009]***	0.996 [0.004]***	0.993 [0.010]***	2227
Separacion	-0.077 [0.046]*	-0.116 [0.067]*	-0.08 [0.048]*	-0.142 [0.070]**	766
Var. miembros	-0.116 [0.045]***	-0.231 [0.067]***	-0.129 [0.046]***	-0.229 [0.069]***	2227
Tareas del hogar	0.004 [0.036]	0.047 [0.057]	0.018 [0.030]	0.075 [0.046]	2061
Jefa mujer	-0.049 [0.051]	-0.075 [0.079]	-0.043 [0.039]	-0.068 [0.061]	2223
Controles por score	Lineal	Cuadratico	Lineal	Cuadratico	
Controles linea de base	No	No	Si	Si	
AIC Recibio PANES	-8401	-8399	-7713	-7712	
AIC Separacion	381	382	353	354	
AIC Var. miembros	3235	3232	2673	2672	
AIC Tareas del hogar	1843	1844	883	883	
AIC Jefa mujer	3228	3230	1983	1984	

Errores estandar clusterizados en paréntesis.\*\*\* $p < 0,01$ , \*\* $p < 0,05$ , \* $p < 0,1$ .

Nota: elaboración en base a Encuesta de seguimiento del PANES 2008.

Tabla 4: Efectos heterogéneos con interacciones, según sexo, región y primaria completa (2007).

	Separación	Var. Miembros	Tareas hogar	Jefa
<i>Según sexo</i>				
Recibio PANES	-0.154 [0.076]**	-0.248 [0.074]***	-0.126 [0.066]*	0.013 [0.060]
PANES*mujer	0.016 [0.045]	0.012 [0.048]	0.121 [0.051]**	0.014 [0.033]
PANES+PANES*mujer	-0.138*	-0.236***	-0.005	0.027
Prob>F	0.0609	0.0005	0.9054	0.6396
<i>Según educación</i>				
Recibio PANES	-0.104 [0.077]	-0.205 [0.070]***	-0.036 [0.052]	0.03 [0.062]
PANES*Al menos primaria	-0.065 [0.047]	-0.063 [0.045]	0.01 [0.033]	-0.011 [0.039]
PANES+PANES*Al menos primaria	-0.169**	-0.268***	-0.026	0.019
Prob>F	0.022	0.0001	0.5907	0.7481
<i>Según postulante &gt;35 años</i>				
Recibio PANES	-0.146 [0.077]*	-0.214 [0.072]***	-0.007 [0.052]	-0.017 [0.065]
PANES*mayor	0.004 [0.048]	-0.035 [0.046]	-0.038 [0.030]	0.063 [0.040]
PANES+PANES*mayor	-0.142*	-0.249***	-0.045	0.046
Prob>F	0.057	0.000	0.336	0.432
<i>Según residencia</i>				
Recibio PANES	-0.115 [0.072]	-0.238 [0.067]***	-0.028 [0.048]	0.034 [0.059]
PANES*Montevideo	-0.158 [0.073]**	-0.007 [0.067]	-0.016 [0.043]	-0.056 [0.058]
PANES+PANES*Montevideo	-0.273***	-0.245***	-0.044	-0.022
Prob>F	0.0037	0.0053	0.4497	0.7676
Observaciones	737	1917	1880	1907

Errores estandar clusterizados en paréntesis.\*\*\* $p < 0,01$ , \*\* $p < 0,05$ , \* $p < 0,1$ .

Nota: elaboración en base a Encuesta de seguimiento del PANES 2007.



Tabla 5: Efectos heterogéneos con interacciones, según sexo, región y primaria completa (2008).

	Separación	Var. Miembros	Tareas hogar	Jefa
<i>Según sexo</i>				
Recibio PANES	-0.102 [0.070]	-0.227 [0.079]***	0.006 [0.065]	-0.061 [0.062]
PANES*mujer	-0.059 [0.042]	-0.003 [0.049]	0.088 [0.051]*	-0.009 [0.033]
PANES+PANES*mujer	-0.161**	-0.230***	0.094**	-0.070
Prob>F	0.0294	0.001	0.0422	0.2599
<i>Según educación</i>				
Recibio PANES	-0.11 [0.072]	-0.22 [0.073]***	0.059 [0.049]	-0.077 [0.064]
PANES*Al menos primaria	-0.057 [0.049]	-0.021 [0.047]	0.028 [0.031]	0.016 [0.039]
PANES+PANES*Al menos primaria	-0.167**	-0.241***	0.087*	-0.061
Prob>F	0.027	0.0009	0.0654	0.3371
<i>Según postulante &gt;35 años</i>				
Recibio PANES	-0.153 [0.076]**	-0.225 [0.075]***	0.065 [0.047]	-0.092 [0.068]
PANES*mayor	0.018 [0.050]	0.001 [0.047]	0.013 [0.028]	0.033 [0.041]
PANES+PANES*mayor	-0.135*	-0.224***	0.078	-0.059
Prob>F	0.061	0.002	0.103	0.328
<i>Según residencia</i>				
Recibio PANES	-0.126 [0.071]*	-0.216 [0.069]***	0.076 [0.046]*	-0.067 [0.062]
PANES*Montevideo	-0.093 [0.069]	-0.084 [0.068]	-0.007 [0.045]	-0.01 [0.060]
PANES+PANES*Montevideo	-0.219**	-0.300***	0.069	-0.077
Prob>F	0.0145	0.0009	0.2662	0.3302
Observaciones	734	1917	1912	1914

Errores estandar clusterizados en paréntesis.\*\*\* $p < 0,01$ , \*\* $p < 0,05$ , \* $p < 0,1$ .

Nota: elaboración en base a Encuesta de seguimiento del PANES 2008.

Tabla 6: Estimaciones RD sobre la probabilidad de tener pareja y el tamaño del hogar.

Variabes	(1)	(2)	(3)	(4)	Obs.
Recibio PANES	0.997 [0.003]***	0.996 [0.009]***	0.996 [0.004]***	0.995 [0.009]***	2227
En pareja 2007	-0.039 [0.052]	-0.122 [0.079]	0.011 [0.049]	0.02 [0.074]	2044
En pareja 2008	-0.015 [0.054]	-0.073 [0.080]	0.032 [0.050]	0.057 [0.076]	1921
Tamaño hogar 2007	-0.126 [0.212]	-0.474 [0.312]	0.089 [0.109]	0.086 [0.157]	2227
Tamaño hogar 2008	-0.126 [0.217]	-0.613 [0.320]*	0.085 [0.117]	-0.109 [0.181]	2067
Controles por score	Lineal	Cuadratico	Lineal	Cuadratico	
Controles linea de base	No	No	Si	Si	

Errores estandar clusterizados en paréntesis.\*\*\* $p < 0,01$ , \*\* $p < 0,05$ , \* $p < 0,1$ .

Nota: elaboración en base a Encuestas de seguimiento del PANES 2007 y 2008.

Tabla 7: Estimaciones RD sobre la probabilidad de tener pareja para los solteros.

Variabes	(1)	(2)	(3)	(4)	Obs.
Recibio PANES	0.995 [0.005]***	0.991 [0.013]***	0.994 [0.006]***	0.989 [0.015]***	1318
En pareja 2007	-0.055 [0.040]	-0.15 [0.061]**	-0.073 [0.041]*	-0.156 [0.061]**	1194
En pareja 2008	-0.014 [0.051]	-0.113 [0.078]	-0.017 [0.048]	-0.121 [0.074]*	1110
Controles por score	Lineal	Cuadratico	Lineal	Cuadratico	
Controles linea de base	No	No	Si	Si	
AIC Recibio PANES	-4814	-4812	-4171	-4170	
AIC En pareja 2007	741	739	606	605	
AIC En pareja 2008	1044	1043	862	861	

Errores estandar clusterizados en paréntesis.\*\*\* $p < 0,01$ , \*\* $p < 0,05$ , \* $p < 0,1$ .

Nota: elaboración en base a Encuestas de seguimiento del PANES 2007 y 2008.

Tabla 8: Correlación entre ser beneficiario del PANES y características observables en la línea de base.

	Coef	SD	Observaciones	Promedio de los no beneficiarios
<i>Características del solicitante</i>				
Edad	-0.761	[1.517]	2,055	42.23
Mujer	-0.04	[0.055]	2,055	0.73
Años de educación	0.282	[0.305]	1,970	6.43
Ocupado	0.068	[0.047]	2,054	0.53
<i>Características del hogar</i>				
Ingresos per cápita (ln)	-0.002	[0.083]	1,980	6.67
Tamaño del hogar	-0.34	[0.225]	2,055	3.05
Montevideo	-0.008	[0.036]	2,055	0.13
Edad promedio	-1.04	[2.035]	2,055	31.13
<i>Variables de resultado</i>				
En pareja	-0.063	[0.054]	1,985	0.35
Num. Integrantes	-0.340	[0.225]	2,055	3.05
Realiza tareas domésticas	-0.007	[0.040]	1,924	0.77
Jefa mujer	-0.011	[0.054]	2,055	0.59

Errores estandar clusterizados en paréntesis.\*\*\* $p < 0,01$ , \*\* $p < 0,05$ , \* $p < 0,1$ .

Nota: elaboración en base a registros administrativos del PANES.

## Referencias bibliográficas

Akresh, R., de Walque, D. y Kazianga, H. (2016). Evidence from a Randomized Evaluation of the Household Welfare Impacts of Conditional and Unconditional Cash Transfers Given to Mothers or Fathers. Working Paper, N° 7730, Policy Research Word Bank.

Alzúa, M.L., Cruces, G. y Ripani, L. (2013). Welfare programs and labor supply in developing countries: Experimental evidence from Latin America. Journal of Population Economics, vol. 26, issue 4, pp. 1255-1284.

Amarante, V., Arim, R. y Vigorito, A. (2005). Criterios de selección de la población beneficiaria del PANES. Trabajo técnico elaborado para el MIDES.

Amarante, V., Arim, R.; Manacorda, M., y Vigorito, A. (2006). Una propuesta metodológica para la evaluación de impacto del plan de atención nacional a la emergencia social (PANES). Trabajo técnico elaborado para el MIDES.

Amarante, V., Burdín, G., Ferrando, M. Manacorda, M., Vernengo, A. y Vigorito, A. (2009). Informe final de la evaluación de impacto del PANES. IECON-MIDES.

Amarante, V., Manacorda, M., Vigorito, A. y Zerpa, M. (2011). Social Assistance

and Labor Market Outcomes: Evidence from the Uruguayan PANES. IDB Technical note No. IDB-TN-453.

Amarante, V y Vigorito, A. (compiladoras) (2012). Investigación y Políticas Sociales. La colaboración entre la Udelar y el MIDES para la implementación del PANES. Biblioteca Plural.

Amarante, V., Ferrando, M. y Vigorito, A. (2013). Teenage School Attendance and Cash Transfers: An Impact Evaluation of PANES. *Economía*, Vol. 14, No. 1, pp. 61-96.

Amarante, V., Manacorda, M., Miguel, E., Vigorito, A. (2016). Do cash transfers improve birth outcomes? Evidence from matched vital statistics, social security and program data. *American Economic Journal: Economic Policy*. Vol 8, N 2, pp. 1-43.

Attanasio, O. y Lechene, V. (2002). Tests of Income Pooling in Household Decisions. *Review of Economic Dynamics*, vol. 5, issue 4, 720-748.

Becker, G. (1974). A theory of marriage. *Economics of the family: Marriage, children, and human capital*, UMI, pp 299–351.

Bérgolo, M. y Cruces, G. (2018). The Anatomy of Behavioral Responses to Social Assistance when Informal Employment is High. Disponible en SSRN: <http://ssrn.com/abstract=3229548>.

Bérgolo, M. y Galván, E. (2018). Intra-household Behavioral Responses to Cash Transfer Programs. Evidence from a Regression Discontinuity Design. *World Development*, Elsevier, vol. 103(C), pp. 100-118.

Berniell, I., de la Mata D. y Pinto Machado, M. (2017). The Impact of a Permanent Income Shock on the Situation of Women in the Household: the case of a pension reform in Argentina. CEDLAS, Working Papers 0218, CEDLAS, Universidad Nacional de La Plata.

Bitler, M., Gelbach, J. B., Hoynes, H. y Zavodny, M. (2004). The impact of welfare reform on marriage and divorce. *Demography*, 41: 213. <https://doi.org/10.1353/dem.2004.0011>

Bobonis, G. J., Castro, R. y González-Brenes, M. (2007). Public Transfers and Domestic Violence: The Roles of Private Information and Spousal Control. Unpublished manuscript, Department of Economics, University of Toronto.

Bobonis, G. (2011). The Impact of Conditional Cash Transfers on Marriage and Divorce. *Economic Development and Cultural Change*. University of Chicago Press,

vol. 59(2), pp 281 - 312.

Bobonis, G., Castro, R. y González-Brenes, M. (2009). Public Transfers and Domestic Violence: The Roles of Private Information and Spousal Control. Documento no publicado.

Borraz, F. y González, N. (2008) PANES: Focalización e Impacto. Revista de Ciencias Empresariales y Economía. UM.

Browning, M. y Chiappori, P. (1998). Efficient intrahousehold allocation: a characterisation and tests. *Econometrica*, vol 66, n6, pp 1241-78.

Buchelli y Vigna (2005). Un estudio de los determinantes del divorcio en Uruguay. *Desarrollo y Sociedad*, n56 pp 1-21.

Cabella, W., Fernandez, M. y Prieto, V. (2015) Las transformaciones de los hogares uruguayos vistas a través de los censos de 1996 y 2011. En Calvo, J.J. (Ed.), *Atlas sociodemográfico y de la desigualdad del Uruguay* (Fascículo 6) INE. <http://www.ine.gub.uy/web/guest/atlas-sociodemografico>.

Cecchini, S. y Madariaga, A. (eds) (2011) Programas de transferencias condicionadas. Balance de la experiencia reciente en América Latina y el Caribe. CEPAL

Chiappori, P. (1992) Collective Labor Supply and Welfare. *Journal of Political Economy*. University of Chicago Press, vol. 100(3), pp. 437-67.

Chiappori, P., Fortin, B. y Lacroix, G. (2002). Marriage Market, Divorce Legislation, and Household Labor Supply. *Journal of Political Economy* vol. 110, No. 1, pp. 37-72.

Chiappori, P., Donni, O. (2009) Non-unitary models of household behavior: a survey of the literature. *IZA Discussion Papers*, No. 4603.

Cusba, E., Ramirez, I. y Mayorga, W. (2010) Determinantes de las decisiones colectivas al interior de los hogares de Colombia. Documento 363. Archivos de Economía.

Doiron, D. y S. Mendolia (2011). The impact of job loss on family dissolution. *Journal of Population Economics*, 25, 367–398.

Duflo, E. (2003). Grandmothers and Granddaughters : Old-Age Pensions and Intrahousehold Allocation in South Africa. *The World Bank Economic Review*, vol. 17, no. 1 1–25.

Escobar, A. y González de la Rocha, M. (2009). Girls, mothers and poverty

reduction in Mexico: evaluating Progres-a-Oportunidades. The Gendered Impacts of Liberalisation, Shahra Razavi (ed.), Nueva York, Routledge.

Failache, E., Giacobasso, M. y Ramirez, L. (2016). Transferencias de ingreso y mercado de trabajo: el impacto de las Asignaciones Familiares Plan de Equidad sobre la informalidad laboral. Serie Documentos de investigación estudiantil, DIE 01/2016. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.

Fiszbein, A. y Schady, N. con Ferreira, F., Niall Keleher, M.G., Olinto, P. y Skoufias, E. (2009). Conditional Cash Transfers reducing present and future poverty. Reporte de investigación del Banco Mundial.

Franscesconi, M., Rainer, H. y van der Klaauw, W. (2009). The Effects of In-Work Benefit Reform in Britain on Couples: Theory and Evidence. *Economic Journal*, vol. 119, issue 535, pp. 66-100.

Garganta, S. y Gasparini, L. (2015). The Impact of a Social Program on Labor Informality: The Case of AUH in Argentina. *Journal of Development Economics*, vol 115, pp- 99-110.

Gelman, A. y Imbens, G. (2017). Why high-order polynomials should not be used in regression discontinuity designs, *Journal of Business & Economic Statistics*, DOI: 10.1080/07350015.2017.1366909.

Gertler, P. (2004). Do Conditional Cash Transfers Improve Child Health? Evidence from PROGRESA's Control Randomized Experiment. *The American Economic Review*, vol 94, No. 2, pp. 336-341.

Goyeneche, J.; Zopppolo, G. y Riaño, M. (2007). Diseño muestral y cómputo de ponderadores para la evaluación del PANES. Estudio de impacto y descripción del programa. Documento elaborado en el marco del Convenio UDELAR-MIDES.

Handa, S., Peterman, A., Davis, B. y Stampini, M. (2009). Opening Up Pandora's Box: The Effect of Gender Targeting and Conditionality on Household Spending Behavior in Mexico's Progres-a Program. *World Development*, vol. 37, issue 6, 1129-1142.

Hankins, S. y Hoekstra, M. (2011). Lucky in life, unlucky in love? The effect of random income shocks on marriage and divorce. *Journal of Human Resources*, 46, 403-426.

- Imbens, G. y Lemieux, T. (2008). Regression Discontinuity Designs: a Guide to Practice. *Journal of Econometrics*, 142, pp. 615-635.
- INE (2015). Atlas Sociodemográfico y de la Desigualdad del Uruguay. Calvo, J. J. (eds). <http://www.ine.gub.uy/web/guest/atlas-sociodemografico>.
- Jacob, R. y Zhu, M (2012). A Practical Guide to Regression Discontinuity. MDRC, Building knowledge to improve social policy.
- Lee, D. y Card, D. (2007) Regression discontinuity inference with specification error. *Journal of Econometrics* 142 (2008) 655–674.
- Lee, D.S., Lemieux, T., (2010). Regression discontinuity designs in Economics. *Journal of Economic Literature*, vol. 48, pp. 281–355.
- Lemieux, T. y Milligan, K. (2008). Incentive Effects of Social Assistance: a Regression Discontinuity Approach. *Journal of Econometrics*, 142(2): 807-828.
- Lundberg, S. y Pollak, R. (1993). Separate Spheres Bargaining and the Marriage Market. *Journal of Political Economy*, vol. 101, issue 6, pp. 988-1010
- Manacorda, M., Miguel, E. y Vigorito, A. (2011). Government Transfers and Political Support. *American Economic Journal: Applied Economics* 3, pp. 1–28.
- Manser, M. y Brown, M. (1980). Marriage and household decision making: a bargaining analysis. *International Economic Review*, 21(1),31-44.
- Martínez Franzoni, J.y Voorend, K. (2008). Transferencias condicionadas e igualdad de género. *Revista de ciencias sociales*, vol. 4, N° 122, Universidad de Costa Rica.
- McCrary, J. (2008). Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design: A density Test. *Journal of Econometrics*, 142(2): 698-714.
- McElroy M. y Horney, M. (1981). Nash-Bargained Decisions: Towards a Generalization of the Theory of Demand. *International Economic Review* 22 :333-349.
- Molyneux, M. (2009). Conditional cash transfers: pathways to women’s empowerment? Working Paper, Pathways Brief, N° 5.
- Ross, H., Sawhill, I.V. y MacIntosh, A. R. (1975). Time of transition: the growth of families headed by women. Urban Institute.
- Sayer, L. y Bianchi, S. (2000). Women’s Economic Independence and the Probability of Divorce A Review and Reexamination. *Journal of Family Issues*, 21, 906–943.

Skoufias, E. y McClafferty, B. (2001). Is Progresa working? Summary of the results of an evaluation by IFPRI. FCND Discussion Paper, N° 118, Washington, D.C., Instituto Internacional de Investigaciones sobre Políticas Alimentarias.

Suárez, M. y Libardoni, M. (2008). The impact of the Bolsa Família Program: changes and continuities in the social status of women. Evaluation of MDS Policies and Programs Results. Jeni Vaitsman y Romulo Paes-Sousa (eds.), vol.2, Brasilia, Ministerio de Desarrollo Social y Lucha contra el Hambre.

Veras Soares, F. y Silva, E. (2010a). Empowering or reinforcing traditional roles: can CCTs address gender vulnerabilities? One Pager, N° 115, Centro Internacional de Políticas para el Crecimiento Inclusivo.

Veras Soares, F. y Silva, E. (2010b). Conditional cash transfer programmes and gender vulnerabilities: case studies of Brazil, Chile and Colombia. Working Paper, N° 69, Centro Internacional de Políticas para el Crecimiento Inclusivo.

Weiss, Y. (1997). The formation and dissolution of families: Why marry? Who marries whom? And what happens upon divorce. Handbook of population and family economics. Mark R. Rosenzweig y Oded Stark (eds) vol. 1, parte A, pp. 81–123.

Yoong, J., Rabinovich, L. y Diepeveen, S. (2012). The impact of economic resource transfers to women versus men. Sistematic Review The EPPI-Centre.